UNIVERSITÉ DE GENÈVE
INSTITUT D'ANTHROPOLOGIE

FACULTÉ DES SCIENCES
Professeur: M.-R. SAUTER

STRUCTURES MORPHOLOGIQUES ET DIMORPHISME SEXUEL: ESSAI DE DIFFÉRENCIATION MÉTRIQUE APPLICATION A L'OS COXAL

THÈSE

PRÉSENTÉE A LA FACULTÉ DES SCIENCES
DE L'UNIVERSITÉ DE GENÈVE
POUR OBTENIR LE GRADE DE
DOCTEUR ÈS SCIENCES ANTHROPOLOGIQUES

par

Pierre MOESCHLER

de
Tavannes (Berne)

Thèse N° 1382

1964

GENÈVE
IMPRIMERIE KUNDIG

1966

UNIVERSITÉ DE GENÈVE
INSTITUT D'ANTHROPOLOGIE

FACULTÉ DES SCIENCES
Professeur: M.-R. SAUTER

STRUCTURES MORPHOLOGIQUES ET DIMORPHISME SEXUEL: ESSAI DE DIFFÉRENCIATION MÉTRIQUE APPLICATION A L'OS COXAL

THÈSE

PRÉSENTÉE A LA FACULTÉ DES SCIENCES
DE L'UNIVERSITÉ DE GENÈVE
POUR OBTENIR LE GRADE DE
DOCTEUR ÈS SCIENCES ANTHROPOLOGIQUES

par

Pierre MOESCHLER

de
Tavannes (Berne)

Thèse N° 1382

GENÈVE
IMPRIMERIE KUNDIG

1966

La Faculté des sciences, sur le préavis du professeur M.-R. Sauter, directeur de thèse, et d'un jury composé du professeur A. Linder et Mlle H. Kaufmann, chef de travaux, autorise l'impression de la présente thèse, sans exprimer d'opinion sur les propositions qui y sont énoncées.

Genève, le 16 juillet 1964.

Le doyen:

Marc-R. SAUTER

Thèse nº 1382.

UNIV.
LEIDEN
BIBL.

Extrait des Archives suisses d'Anthropologie générale, XXX, 1965, p.1-56.

A mon père,
hommage posthume.

Nous voudrions remercier ici

le professeur M.-R. Sauter de l'intérêt qu'il a manifesté pour le présent travail et des encouragements qu'il nous a sans cesse prodigués,

Mlle H. Kaufmann, chef de travaux à l'Institut d'anthropologie de l'Université, de nous avoir constamment éclairé de ses conseils.

Notre reconnaissance va également

au professeur A. Linder, qui a bien voulu revoir la partie statistique,

au professeur J.-P. Imhof, qui a établi pour nous le programme nécessaire à l'élaboration d'une partie de nos données sur l'ordinateur de l'Université.

Structures morphologiques et dimorphisme sexuel; essai de différenciation métrique. Application à l'os coxal.

par

Pierre MOESCHLER

INTRODUCTION

L'os coxal doit au rôle particulier qu'il joue, d'une part dans l'acquisition par l'homme de la station verticale, d'autre part à celui que sa morphologie lui fait tenir dans certains mécanismes obstétricaux essentiels à la survie de l'espèce, d'avoir été étudié sous des aspects fort divers. S'il ne peut être question de dissocier totalement les différents points de vue à partir desquels on peut envisager une étude de cette partie du squelette, il est possible de mettre l'accent sur l'un d'entre eux. Nous avons adopté, pour ce travail, celui ayant trait à la différenciation sexuelle. Nous avons limité notre sujet au point de ne considérer qu'une très petite partie de l'os iliaque. Cela nécessite quelques explications.

Comme nous venons d'y faire allusion, il ne nous paraît guère possible d'étudier telle ou telle partie du squelette d'un point de vue exclusif. Chaque os n'est qu'un élément au sein d'un ensemble organisé dont il tire sa réalité physiologique. Considéré dans son unité, l'os coxal ne peut être dissocié de la ceinture pelvienne dont il constitue l'élément le plus important. Sa structure morphologique doit donc révéler un ensemble de dispositions traduisant l'adaptation du bassin osseux aux fonctions importantes qui sont les siennes, mécaniques et sexuelles. Et si certaines parties de cet os sont plus spécialisées en vue de l'accomplissement de l'une ou l'autre de ces fonctions, il est certain qu'aucune n'est entièrement adaptée à l'accomplissement d'une seule.

S'attacher à mettre en évidence l'influence de l'une en ignorant celle de l'autre, pourrait conduire à de regrettables méprises. Aussi cette étude, qui se veut particulière, s'est-elle développée dans le cadre plus vaste d'une recherche, consacrée à la morphologie et à l'allométrie de l'os coxal, dans laquelle nous avons tenté de comprendre cet os dans sa réalité physiologique.

Dans le but de réunir le matériel sexué indispensable, nous avons visité quelques-unes des rares collections européennes où sont conservés des squelettes de sexe connu. Nous avons pu entreprendre ce voyage grâce à l'appui de la Commission universitaire de la Recherche de l'Université de Genève, présidée alors par le professeur F. Chodat, que nous voudrions remercier ici. Nos remerciements vont également au professeur F. Twiesselmann, directeur du Laboratoire d'Anthropologie de l'Institut royal des Sciences naturelles de Belgique à Bruxelles, au professeur G. Olivier, directeur du Laboratoire d'Anthropologie de la Sorbonne à Paris et au professeur G. Lazorthes, directeur de l'Institut d'Anatomie de l'Université de Toulouse, qui nous ont accueilli dans leurs laboratoires et nous ont permis d'en étudier les collections.

Cette recherche, en cours d'élaboration, nous a amené à examiner un certain nombre de problèmes posés par la différenciation sexuelle observée au niveau de l'os coxal et, en particulier, celui dont il sera question ici.

Nous voudrions tout d'abord préciser que nous nous limiterons, tout au cours de ce travail, à envisager la différenciation sexuelle d'un point de vue biométrique. C'est-à-dire à constater dans quelle mesure un os de sexe féminin diffère, dans ses dimensions, et surtout dans les rapports que certaines de ces dimensions entretiennent entre elles, d'un os de sexe masculin. Cela nous amènera dans un premier chapitre à proposer une méthode, très générale, visant à rendre compte, d'une manière aussi objective que possible, non seulement de l'existence de telles différences, mais surtout à essayer de préciser le degré d'amplitude atteint dans cette différenciation. L'application de la méthode à un ensemble de mesures prises sur l'os coxal fera alors l'objet d'un chapitre consacré aux variations sexuelles d'une région de cet os qu'il nous faut dès maintenant préciser.

En 1930, Schultz, constatant, sur une série de primates, que la longueur du pubis chez la femelle était proportionnellement plus grande que chez le mâle, proposait, pour différencier sexuellement le bassin, son indice ischio-pubien, $\frac{\text{longueur de l'ischion}}{\text{longueur du pubis}} \cdot 100$. L'ischion de la femelle étant moins haut que son homologue mâle, l'indice s'avéra être un excellent moyen de discri-

mination. Washburn (1948, 1949), reprenant la technique de Schultz, devait l'utiliser, avec le même succès, pour différencier des populations humaines. Cet indice ayant été abondamment discuté, nous ne nous y arrêterons pas longuement, sinon pour rappeler tout d'abord combien les techniques proposées en rendent l'utilisation difficile et ensuite pour montrer par quel biais il allait fournir le prétexte de la présente étude.

En ce qui concerne la technique, constatons que la valeur de l'indice dépend avant tout de la possibilité, pour l'observateur, de définir avec précision la longueur du pubis et la hauteur de l'ischion. Or si les extrémités, respectivement antérieures et inférieures des deux os sus-mentionnés, n'offrent aucune difficulté à être précisées, il en va tout autrement de celles situées au niveau de la cavité cotyloïde.

Schultz propose de prendre pour extrémité cotyloïdienne de l'ischion et du pubis, le point où ces os rencontrent l'ilion dans l'*acetabulum* (point cotyloïde). Cet auteur précise que ce point « se situe approximativement, chez tous les primates, à l'intersection du bord intérieur de la *facies lunata* avec une ligne droite prolongeant, vers le bas, la partie inférieure du bord acétabulaire de l'ilion ».

Washburn (1948) ajoutait que, chez l'homme adulte, ce point pouvait être défini assez facilement puisque :

« 1) fréquemment il y a là une irrégularité, à la fois dans l'*acetabulum* et à l'intérieur du bassin ;

2) il y a une modification dans l'épaisseur que l'on peut observer en tenant l'os à contre-jour ;

3) il y a souvent une échancrure sur le bord de la surface articulaire de l'*acetabulum* ».

En réalité la situation paraît être, dans la majeur partie des cas, sensiblement différente. On trouve rarement les trois caractères signalés par Washburn, et même, souvent, on n'en remarque aucun.

Dans le but de donner une meilleure approximation de la position du point cotyloïde, un certain nombre d'anthropologistes ont proposé des définitions dont Genovés (1959) a fait une critique pertinente. Ne nous proposant pas de faire ici, nous-même, une telle critique, nous nous permettons de renvoyer au travail de cet auteur. Si nous nous sommes cependant quelque peu arrêté sur ce point cotyloïde, c'est que, ayant renoncé à en faire usage, il nous a paru nécessaire d'indiquer pourquoi. Les définitions proposées ne peuvent garantir que des mesures prenant ce point pour l'une de leurs extrémités, traduisent, d'un os à l'autre, des structures homologues.

Le deuxième point retenu dans cette brève discussion de l'indice ischio-pubien a trait à sa composante pubienne. Sans vouloir entrer dans les détails qui feront l'objet de la dernière partie de cet exposé, nous voudrions donner un bref aperçu de la morphologie de cette partie du pubis et cela en rapport avec sa différenciation sexuelle. Genovés (1959) admettant que le pubis est plus long chez les femmes pose la question de savoir si les parties articulaires et non articulaires de cet os sont toutes deux plus grandes que chez l'homme, ou si une seule d'entre elles seulement est affectée par cette augmentation de croissance. Comparant la longueur du pubis à la longueur pubienne non articulaire d'une part et à celle comprenant la totalité de la cavité cotyloïde d'autre part, il en déduit que les différences sexuelles observées au niveau de l'os pubien sont dues exclusivement à une plus forte croissance de sa portion non articulaire et en particulier de sa section inférieure ou distale. Ce qui lui fait dire pour conclure : « Il serait intéressant de réaliser des études plus détaillées pour déterminer jusqu'à quel point cette petite section du coxal contribue à la grandeur visiblement supérieure du diamètre biischiatique chez la femme ».

Sans vouloir chercher, par une mesure directe, à préciser la cause de l'élargissement de ce diamètre, il nous a paru intéressant d'étudier d'une manière plus approfondie l'importance relative de l'accroissement de cette portion du pubis, et, par la même occasion, les variations des autres sections de cet os.

Nous avons trouvé là un excellent prétexte pour tenter de mettre au point une méthode qui pût donner de ces variations une notions plus précise. Dans un premier chapitre nous en exposerons le principe sans toutefois nous référer à l'os coxal. En effet cette méthode se veut plus générale et susceptible d'être appliquée à d'autres parties du squelette.

---

1. MÉTHODE STATISTIQUE.

Du point de vue anthropométrique, il existe deux types principaux de différences dues au sexe, immédiatement saisissables. Si un os féminin est, en général, plus petit qu'un os masculin, cette réduction peut prendre des formes fort diverses. Considérée en soi, et pour chaque dimension prise séparément, cette variation ne peut avoir qu'une signification très restreinte. Que l'on étudie, par contre, deux os de sexe différent au moyen d'un couple, au moins, de caractères métriques liés entre eux par une corrélation non nulle, on sera alors amené à constater que la réduction observée chez la femme peut se présenter sous deux formes bien particulières, l'une homothétique, l'autre non homothétique. Cette distinction nous paraît capitale. Si le squelette de la femme n'était que l'image homothétique de celui de l'homme, ou vice versa, une grande femme ne pourrait être distinguée d'un petit homme. On devrait se borner à constater, avec Tanner (1960), l'action d'un gradient général de croissance affectant le développement du corps dans son ensemble et responsable du fait que la femme atteint, plus rapidement que l'homme, l'âge de la puberté où la croissance est maximum. Ce gradient pourrait être génétique, le retard observé chez l'homme étant dû au chromosome Y. Ce type de différence est fréquent.

Il existe cependant un certain nombre de gradients locaux, dont nous ne discuterons pas la nature, responsables du fait que telle ou telle partie du corps se développe différemment d'un sexe à l'autre; les dimensions qui en rendent compte ne fournissent plus alors l'image d'une réduction homothétique. Dans les cas extrêmes on pourra remarquer, pour un couple donné de caractères, une variation dans le sens opposé lorsque l'on passe d'un sexe à l'autre. Seul ce deuxième type de variation permettra de distinguer l'homme de petite taille de la femme de grande taille.

On parlera, dans le premier cas, de différence sexuelle « fausse », dans le deuxième, de différence sexuelle « vraie ».

Comment, dès lors, rendre compte objectivement de chaque type de transformation? Si, comme nous le ferons tout au long de cette étude, on envisage une variation ne portant que sur des couples de caractères, il est certain que cette question n'a de sens que si ces caractères sont liés entre eux par une corrélation, aussi petite soit-elle. Il serait vain de vouloir chercher

un mode relatif de variation à partir de dimensions totalement indépendantes les unes des autres ! On peut donc déjà admettre que la réponse n'aura pas la même signification suivant que la corrélation entre les variables envisagées sera plus ou moins forte.

Cette corrélation admise entre les caractères métriques mis en cause, on attendra d'une étude du mode de réduction qu'elle permette, non seulement de reconnaître si oui ou non l'on est en présence d'une transformation homothétique, mais encore qu'elle puisse rendre compte du degré d'amplitude atteint dans la différenciation.

Nous sommes ainsi amenés à discuter la notion de « distance » introduite en anthropologie par Pearson (1926), qui, il y a bientôt quarante ans, proposait un coefficient de ressemblance raciale plus connu sous sa dénomination anglaise de *coefficient of racial likeness* ou, plus brièvement, CRL. Rapportant ce coefficient à deux échantillons d'effectifs n_1 et n_2, extraits de populations bivariées normales, caractérisées chacune par une paire de moyennes d'échantillonnage $(\bar{x}_1, \bar{y}_1)$ et $(\bar{x}_2, \bar{y}_2)$, nous en donnons sa forme réduite, étant admis que les deux déviations standards σ_x et σ_y sont les mêmes dans les deux populations. On obtient ainsi:

$$50\left[\frac{1}{2}\left\{\frac{\bar{x}_1-\bar{x}_2)^2}{\sigma_x^2}+\frac{(\bar{y}_1-\bar{y}_2)^2}{\sigma_y^2}\right\}-\frac{1}{2}\left(\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}\right)\right].$$

Cette expression se traduit par un chiffre d'autant plus élevé que la « distance » entre les deux populations est plus grande.

Avant de poursuivre, nous voudrions faire remarquer qu'une réduction homothétique parfaite serait représentée, dans le cas de deux populations bivariées normales, dont les variables seraient liées en une corrélation absolue, égale à 1, par un graphique se rapprochant de celui de la figure 20. Les deux paires de moyennes $(\bar{x}_1, \bar{y}_1)$ et $(\bar{x}_2, \bar{y}_2)$ se trouveraient alors sur la droite, de pente 1, résultant de la fusion des deux lignes de régression, de x en y et de y en x. Dans un tel cas, les valeurs de $\frac{(\bar{x}_1-\bar{x}_2)^2}{\sigma_x^2}$ et $\frac{(\bar{y}_1-\bar{y}_2)^2}{\sigma_y^2}$ seraient identiques et la valeur du CRL augmenterait en même temps que la distance, sur cette droite, entre les deux paires. Il va de soi que le degré d'homothétie atteint dans la réduction ne saurait être modifié, celle-ci ayant été postulée parfaite.

On constatera d'autre part que, le CRL ne tenant compte de la corrélation ni entre les groupes, ni à l'intérieur de chacun d'eux, rien ne s'oppose à ce qu'il prenne une même valeur pour deux types de réduction différents.

En proposant sa « distance généralisée », Mahalanobis introduisit la notion de corrélation dans l'estimation de la divergence entre deux ou plusieurs populations. Nous renvoyons pour la théorie mathématique de ce concept à la publication originale (Mahalanobis 1936), ainsi qu'au travail publié par son auteur en collaboration avec Majumdar et Rao (1949). Nous nous contenterons d'envisager ici le D^2 dans le cadre restreint de son application à un système de deux populations bivariées normales, comme nous l'avons fait pour le CRL. Nous nous référons à l'exposé qu'ont fait Talbot et Mulhall (1962) d'une telle application.

Rien ne s'oppose à ce que, dans une population bivariée normale, on mesure chacune des variables X et Y à partir de sa moyenne prise pour origine, ce qui revient à attribuer, à chacune de ces moyennes, une valeur nulle. On peut démontrer que les deux variables X et $Y - \rho\left(\frac{\sigma_y}{\sigma_x}\right)X$, ρ étant le coefficient de corrélation calculé pour le couple X, Y, sont statistiquement indépendantes. L'écart-type de la variable $Y - \rho\left(\frac{\sigma_y}{\sigma_x}\right)X$ n'est plus σ_y, mais $\sigma_y\sqrt{(1-\rho^2)}$. Il devient dès lors possible de calculer la distance entre deux groupes au moyen d'une expression qui n'est pas sans analogie avec le CRL, mais tenant compte de la corréalation.

Pour faciliter la comparaison, nous donnerons à cette expression la forme suivante:

$$\frac{(\bar{x}_1-\bar{x}_2)^2}{\sigma_x^2}+\frac{(\bar{y}'_1-\bar{y}'_2)^2}{\sigma_y^2}-2\left(\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}\right),$$

dans laquelle

$$\bar{y}'_1 = y_1 - r\left(\frac{\sigma_y}{\sigma_x}\right)\bar{x}_1 \qquad \text{et} \quad \sigma_y'^2 = \left(\sigma_y\sqrt{(1-r^2)}\right)^2 = \sigma_y^2(1-r^2).$$

$$\bar{y}'_2 = y_2 - r\left(\frac{\sigma_y}{\sigma_x}\right)\bar{x}_2$$

Il s'agit de la forme non biaisée du D^2 appliquée à deux populations bivariées normales, d'effectifs n_1 et n_2. On admet que les variables x_1, x_2 et y_1, y_2 ont un même écart-type dans chacune d'elles et que les paires x_1, y_1 et x_2, y_2 y ont un même coefficient de corrélation, r.

Revenant maintenant au problème qui nous occupe, on pourra constater que cette expression donne de faibles valeurs de D^2 pour des couples de caractères traduisant une réduction du type homothétique et d'autres relativement plus fortes lorsqu'il s'agit de transformations non homothé-

tiques. Un rapide examen de la formule montre que cela est dû au fait qu'elle tient compte, dans l'appréciation de $\bar{y}$, de la valeur de $\bar{x}$ et donne par là une estimation de la position relative des paires de moyennes $\bar{x}_1$, $\bar{y}_1$ et $\bar{x}_2$, $\bar{y}_2$. Nous illustrerons ce point particulier dans la deuxième partie de ce travail.

Si le D^2 nous apporte donc un supplément d'information par rapport au CRL, il lui manque encore de pouvoir nous dire à partir de quel moment, lorsque l'on passe d'une valeur faible à une valeur plus forte, on franchit le seuil qui sépare une transformation homothétique d'une autre. D'autre part, la distance généralisée de Mahalanobis étant une mesure de divergence, elle prend nécessairement en considération l'écart en valeur absolue, exprimé par le CRL, existant entre les paires de moyennes. Une différence entre deux valeurs de D^2 pourra donc aussi bien être due à un tel écart qu'à une divergence causée par la corrélation. Finalement, en ce qui concerne cette dernière, on pourra encore faire remarquer que le D^2 tient compte aussi bien de la corrélation intra-groupe, que de celle entre les groupes. Or nous avons vu, en discutant les deux types de réduction envisagés, que si la première, celle intra-groupe, joue un rôle non négligeable, la deuxième est essentielle; aussi son influence devrait-elle pouvoir être distinguée. Un coup d'œil jeté aux figures 20 et 21, nous montre que la position relative des deux groupes l'un par rapport à l'autre a une signification qui peut devenir d'un autre ordre que celle fournie par la corrélation à l'intérieur de chacun d'eux.

Nous avons donc cherché une expression qui tienne compte des remarques que nous venons de formuler. Il doit être possible d'évaluer, dans le D^2, le rôle joué par la corrélation indépendamment de la différence, en valeur absolue, existant entre les paires de moyennes.

Exprimée en fonction de $\bar{y}$, la différence entre $\bar{y}_1'$ et $\bar{y}_2'$ prend, dans le D^2 la forme suivante:

$$\bar{y}_1' - \bar{y}_2' = \bar{y}_1 - \bar{y}_2 - r\frac{\sigma_y}{\sigma_x}(\bar{x}_1 - \bar{x}_2),$$

qui élevée au carré donne, après un certain nombre de transformations

$$(\bar{y}_1' - \bar{y}_2')^2 = (\bar{y}_1 - \bar{y}_2)^2 + \left[\left(r\frac{\sigma_y}{\sigma_x}\right)(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)\right]^2 - 2r\frac{\sigma_y}{\sigma_x}(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)(\bar{y}_1 - \bar{y}_2).$$

Le D^2 peut lors s'exprimer ainsi

$$D^2 = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)^2}{\sigma_x^2} + \frac{(\bar{y}_1 - \bar{y}_2)^2 + \left[r\frac{\sigma_y}{\sigma_x}(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)\right]^2 - 2r\frac{\sigma_y}{\sigma_x}(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)(\bar{y}_1 - \bar{y}_2)}{\sigma_y^2(1 - r^2)} - 2\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right).$$

Rapprochant cette expression de celle du CRL, que nous rappelons ici

$$CRL = 50\left[\frac{1}{2}\left\{\frac{(\bar{x}_1-\bar{x}_2)^2}{\sigma_x^2}+\frac{(\bar{y}_1-\bar{y}_2)^2}{\sigma_y^2}\right\}-\frac{1}{2}\left(\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}\right)\right],$$

nous pourrons constater tout d'abord que, si l'on ne tient pas compte des facteurs 50 et $\frac{1}{2}$ du CRL, ces deux valeurs se distinguent d'une part, faiblement par leur façon d'exprimer l'effectif, d'autre part, et essentiellement, par le fait que la corrélation ne figure que dans l'une d'entre elles. On peut présumer qu'en soustrayant membre à membre ces deux équations, on obtiendra une expression nouvelle nous fournissant une estimation du rôle joué, par la corrélation, dans la discrimination et cela indépendamment de la distance entre les moyennes considérées isolément. On négligera dans cette soustraction les deux estimations de l'effectif, leur différence ne modifiant pas significativement le résultat de l'opération globale.

Une série de transformations, faisant appel à des notions d'algèbre tellement élémentaires que nous nous dispenserons d'en fournir ici le détail, donnera alors, à l'équation résultant de la soustraction proposée, la forme suivante:

$$D^2 - CRL = \frac{r}{1-r^2}\left[r\left\{\left(\frac{\bar{x}_1-\bar{x}_2}{\sigma_x}\right)^2+\left(\frac{\bar{y}_1-\bar{y}_2}{\sigma_y}\right)^2\right\}-2\frac{\bar{x}_1-\bar{x}_2}{\sigma_x}\cdot\frac{\bar{y}_1-\bar{y}_2}{\sigma_y}\right].$$

Pour la commodité de l'exposé, nous discuterons cette différence en l'exprimant ainsi:

$$d = \frac{r}{1-r^2}\left[r(a^2+b^2)-2ab\right].$$

On remarquera tout d'abord que $d = 0$, c'est-à-dire que le D^2 est égal au CRL, quand $r = 0$. Or nous l'avons déjà montré, ce cas est sans intérêt du point de vue qui nous occupe. On pourra constater ensuite que d est une valeur relative, dotée d'un signe auquel est attaché un sens particulier que nous allons tenter d'expliciter. Cette différence d est, en effet, positive, négative ou nulle, suivant que $r\,(a^2 + b^2)$ est plus grand, plus petit ou égal à $2\,ab$.

Nous recourrons, pour poursuivre la discussion, à un procédé graphique. Sur la figure 1 sont représentés, d'une façon toute théorique, un certain nombre de « points » que nous prendrons successivement pour moyennes $(\bar{x}_1, \bar{y}_1)$, $(\bar{x}_2, \bar{y}_2)$, $(\bar{x}_3, \bar{y}_3)$ ... $(\bar{x}_n, \bar{y}_n)$, [1] de n populations bivariées normales possibles. Chacune d'entre elles est comparée à une population de référence,

[1] Il s'agit ici de moyennes standardisées. Pour des raisons que nous donnerons au chapitre 4 (p. 40), c'est de telles moyennes qu'il sera fait usage tout au long de cet exposé.

de moyenne $(\bar{x}_0, \bar{y}_0)$, se trouvant à l'intersection du système d'axes qui divise le graphique en quatre quadrants. Chaque « point » est caractérisé par trois chiffres.

Le premier, en haut à gauche, est la somme des carrés, $a^2 + b^2$, calculée entre la population envisagée et celle de référence.

Le deuxième, en haut à droite, est égal à deux fois le produit de a par b, $2ab$, calculé de la même façon.

Avant d'expliquer le troisième, constatons que toutes les valeurs de $\bar{x}$ situées dans le premier quadrant sont inférieures à $\bar{x}_0$, comme toutes celles de $\bar{y}$ le sont par rapport à $\bar{y}_0$. Pour toutes ces valeurs de $\bar{x}$ et de $\bar{y}$, le produit $2\ (\bar{x}_0 - \bar{x}_k)\ (\bar{y}_0 - \bar{y}_k)$ est donc positif et $2ab$ est à soustraire de $a^2 + b^2$. Dans le deuxième quadrant par contre, si les valeurs de $\bar{x}$ restent plus faibles que celles de $\bar{x}_0$, celles de $\bar{y}$ sont toujours supérieures à $\bar{y}_0$. Le produit $2\ (\bar{x}_0 - \bar{x}_k)$. $(\bar{y}_0 - \bar{y}_k)$ est donc négatif et $2ab$ doit s'ajouter à $a^2 + b^2$.

D'où le troisième chiffre, au-dessous des deux autres, représentant, dans le premier quadrant, la différence $(a^2 + b^2) - 2ab$ et, dans le deuxième quadrant, la somme $(a^2 + b^2) + 2ab$.

Ajoutons, au sujet de la somme des carrés et du double produit de a et b, que si a est égal à b, $a^2 + b^2$ est égal à $2ab$ et que la différence entre $a^2 + b^2$ et $2ab$ est d'autant plus grande que a est différent de b. Cette différence est égale à $(a - b)^2$.

Nous allons pouvoir, maintenant, envisager un certain nombre de cas particuliers et examiner dans quelle mesure la valeur de d varie suivant qu'il s'agit de tel ou tel type de réduction. Si nous n'avons représenté une partie des paires possibles de moyennes que dans les premiers et deuxièmes quadrants, c'est que, pour une corrélation positive, un déplacement du système d'axes centré sur la population de référence, pourra toujours ramener le problème à l'une des deux possibilités que nous allons envisager. Nous verrons plus loin ce qu'il faut penser d'une corrélation négative.

Rappelons que nous discutons la valeur de d dans le cas bien précis où nous avons affaire à un système de deux populations bivariées normales; que les déviations-standard σ_x et σ_y sont les mêmes dans les deux populations et que les couples de variables, x et y, y admettent un coefficient de corrélation, r, commun.

Nous l'avons vu, le signe de d dépend de ce que $r\ (a^2 + b^2)$ est plus grand, plus petit ou égal à $2ab$, ou, ce qui revient au même, de ce que

$$a^2 + b^2 \lesseqgtr \frac{2ab}{r}\ .$$

II									III
	65 *56* 121	52 *48* 100	41 *40* 81	32 *32* 64	25 *24* 49	20 *16* 36	17 *8* 25	16 *0* 16	
	58 *42* 100	45 *36* 81	34 *30* 64	25 *24* 49	18 *18* 36	13 *12* 25	10 *6* 16	9 *0* 9	
	53 *28* 81	40 *24* 64	29 *20* 49	20 *16* 36	13 *12* 25	8 *8* 16	5 *4* 9	4 *0* 4	
	50 *14* 64	37 *12* 49	26 *10* 36	17 *8* 25	10 *6* 16	5 *4* 9	2 *2* 4	1 *0* 1	
	49 *0* 49	36 *0* 36	25 *0* 25	16 *0* 16	9 *0* 9	4 *0* 4	1 *0* 1	0 *0* 0	$\bar{x}_0, \bar{y}_0$
	50 *14* 36	37 *12* 25	26 *10* 16	14 *8* 9	10 *6* 4	5 *4* 1	2 *2* 0	1 *0* 1	
	53 *28* 25	40 *24* 16	29 *20* 9	20 *16* 4	13 *12* 1	8 *8* 0	5 *4* 1	4 *0* 4	
	58 *42* 16	45 *36* 9	34 *30* 4	25 *24* 1	18 *18* 0	13 *12* 1	10 *6* 4	9 *0* 9	
	65 *56* 9	52 *48* 4	41 *40* 1	32 *32* 0	25 *24* 1	20 *16* 4	17 *8* 9	16 *0* 16	
I									IV

Fig. 1. — Voir le texte.

Bien que $a^2 + b^2$ soit toujours égal ou plus grand que $2ab$, cette dernière valeur étant soustraite dans le premier quadrant, il arrivera que, si r est suffisamment petit, la différence $(a^2 + b^2) - 2ab$ puisse devenir négative. Plus la différence entre $a^2 + b^2$ et $2ab$ sera grande, plus le coefficient de corrélation, r, devra être petit pour une valeur négative donnée.

Sur le graphique de la figure 1, nous avons représenté par une suite de carrés entourés d'un trait double, les paires de moyennes donnant avec celle de référence une valeur nulle pour la différence $(a^2 + b^2) - 2ab$. Cela signifie que a étant égal à b, $\frac{(\bar{x}_0 - \bar{x}_k)}{\sigma_x} = \frac{(\bar{y}_0 - \bar{y}_k)}{\sigma_y}$. Nous sommes là dans le cas d'une réduction homothétique parfaite d'autant plus significative que la corrélation entre les variables x et y tend vers 1. En effet la réduction constatée sur notre graphique l'est au niveau des paires de moyennes exclusivement. Comme nous nous proposons d'estimer la transformation entre des populations, elle sera d'autant plus significative qu'une plus grande quantité de paires de variables x, y tendront à venir se placer sur la droite de pente 1 reliant les deux moyennes, à savoir que la corrélation sera meilleure. La corrélation diminuant, il deviendra de plus en plus difficile de se rendre compte du type de transformation, les variables n'ayant plus, à l'intérieur de chaque population prise séparément, un mode de variation relative bien défini. [1]

$a^2 + b^2$ étant égal à $2ab$ et r tendant vers 1, nous aurons, pour différence entre ces deux quantités, une valeur qui pourra être très faible, mais toujours négative, un r égal à 1 ne se rencontrant jamais dans la pratique. Mais cette valeur étant à multiplier par $\frac{r}{1 - r^2}$, nous obtiendrons finalement un d négatif, tendant, en valeur absolue, vers l'infini quand r tend vers 1.

Au fur et à mesure que la différence entre a et b augmentera, il faudra une valeur plus faible de r pour conserver une même valeur de $a^2 + b^2 - \frac{2ab}{r}$, et d'autant plus faible que, comme nous l'avons vu, cette différence est fonction de $(a - b)^2$. Cela conduit à une valeur de d de plus en plus petite, $\frac{r}{1 - r^2}$ tendant alors vers 0. Or plus a diffère de b, plus nous nous éloignons, sur notre graphique, de la droite de pente 1 sur laquelle se trouve notre paire de moyennes de référence $\bar{x}_0$, $\bar{y}_0$, et plus les chances diminuent de voir se réaliser une réduction de type homothétique.

[1] Nous excluons, dans le cas qui nous occupe, la possibilité d'une corrélation non linéaire.

Pour préciser notre pensée, considérons, dans le premier cadran, un point $(\bar{x}_k, \bar{y}_k)$, représentant la moyenne d'un ensemble de populations bivariées normales, différant les unes des autres par leur coefficient de corrélation, que nous comparerons avec une série de populations de référence, de moyenne $(\bar{x}_0, \bar{y}_0)$, ayant des coefficients de corrélation identiques à celles avec lesquelles elles sont comparées. $a^2 + b^2 - 2ab$ restant constant, il pourra se trouver un couple de populations ayant un coefficient de corrélation tel que $a^2 + b^2 - \frac{2ab}{r} = 0$. Pour une valeur supérieure de r, $a^2 + b^2 - \frac{2ab}{r}$ deviendra positif, pour une inférieure, négatif. Si la moyenne $(\bar{x}_k, \bar{y}_k)$ se situe près de la droite de pente 1 passant par $(\bar{x}_0, \bar{y}_0)$, $a^2 + b^2$ n'étant que fort peu supérieur à $2ab$, il faudra une forte valeur de r pour que $a^2 + b^2 - \frac{2ab}{r}$ soit positif (fig. 2). Il est clair que dans le cas extrême d'un r égal à 1, nous aurons affaire à une réduction manifestement non homothétique; r devenant de plus en plus petit on finira par avoir quelque chose de négatif; il est non moins clair, que dans ce cas-ci, nous aurons plus de chance d'avoir affaire à une réduction homothétique qu'à une de l'autre type (fig. 3).

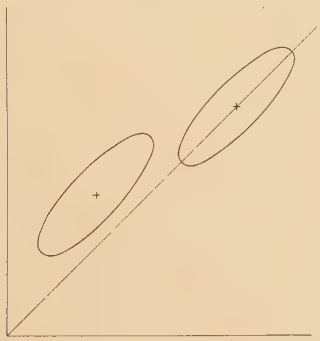


Fig. 2. — Voir le texte.

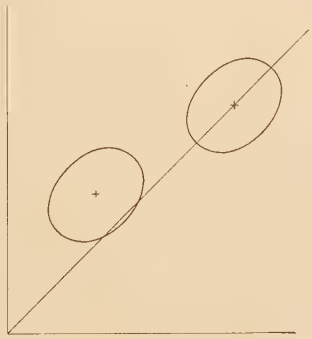


Fig. 3. — Voir le texte.

Si maintenant $(\bar{x}_k, \bar{y}_k)$ se trouve éloigné de la droite de pente 1 passant par $(\bar{x}_0, \bar{y}_0)$, $a^2 + b^2$ étant de beaucoup supérieur à $2ab$, il faudra une valeur de r beaucoup plus basse pour que $a^2 + b^2 - \frac{2ab}{r}$ puisse devenir négatif. Or il est évident que si la différence entre a et b est suffisamment grande, une réduction non homothétique pourra s'accompagner d'une corrélation

relativement faible (fig. 4). Et plus a deviendra différent de b plus il sera difficile d'envisager une transformation sur un mode homothétique. A tel point que si $(\bar{x}_k, \bar{y}_k)$ passe dans le deuxième cadran, – et l'on observe alors que x a subi une différenciation opposée à celle de y, ou vice versa –, une réduction homothétique devient inconcevable. Nous avons vu que, dans ce quadrant, $a^2 + b^2 - \frac{2ab}{r}$ ne pouvait jamais être négatif.

Si nous tirons maintenant une première conclusion de ce qui vient d'être exposé, ce sera pour constater qu'une valeur de d négative correspond à une réduction homothétique d'autant meilleure que d est plus grand en valeur

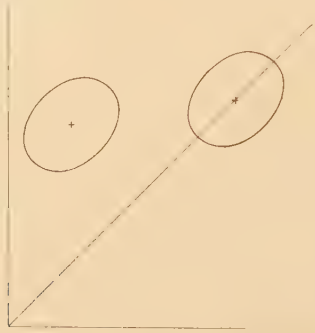


Fig. 4.— Voir le texte.

absolue tandis qu'un d positif indique une transformation selon un mode non homothétique. Il reste à examiner dans quelle mesure, quand d est positif, sa grandeur nous renseigne sur le degré de non homothétie atteint dans la transformation.

Pour une valeur de r constante, plus la moyenne $(\bar{x}_k, \bar{y}_k)$ s'éloigne de la droite de pente 1 passant par $(\bar{x}_0, \bar{y}_0)$, plus il devient manifeste que la transformation est non homothétique. Dans un tel cas, a devenant très différent de b, $a^2 + b^2 - \frac{2ab}{r}$ devient de plus en plus grand.

Pour $r = 1$, les moyennes $(\bar{x}, \bar{y})$ donnant avec $(\bar{x}_0, \bar{y}_0)$ une même valeur de $a^2 + b^2 - 2ab$, se situent sur une droite de pente 1 parallèle à celle passant par $(\bar{x}_0, \bar{y}_0)$, facilement identifiable sur la figure 1. Si l'on examine comment varie, pour ces paires de moyennes, la différence $(a^2 + b^2) + \frac{2ab}{r}$, lorsque r n'est plus égal à un, on verra que, pour un r constant, cette diffé-

rence est toujours plus faible dans le premier quadrant où $\frac{2ab}{r}$ est soustrait de $a^2 + b^2$, que dans le deuxième où $\frac{2ab}{r}$ est additionné à $a^2 + b^2$. On pourra voir également qu'elle s'accroît au fur et à mesure que l'on s'approche de la droite de pente -1 passant par $(\bar{x}_0, \bar{y}_0)$, puisque dans le premier quadrant les valeurs, soustraites de $2ab$ vont en diminuant dans cette direction et que, dans le deuxième quadrant, où elle s'additionnent, ces mêmes valeurs vont en augmentant. Le d le plus grand est celui calculé à partir de la paire de moyennes située le plus loin, sur cette droite de pente -1, de la moyenne de référence $(\bar{x}_0, \bar{y}_0)$, et avec le coefficient de corrélation le plus élevé. Nous avons là manifestement la meilleure image que l'on peut donner d'une transformation non homothétique.

Il nous reste à envisager le cas d'une corrélation négative, pour laquelle nous aurons :

$$d = -\frac{r}{1-r^2}\left[-r\left\{\left(\frac{\bar{x}_1-\bar{x}_2}{\sigma_x}\right)^2+\left(\frac{\bar{y}_1-\bar{y}_2}{\sigma_y}\right)^2\right\}-2\frac{\bar{x}_1-\bar{x}_2}{\sigma_x}\cdot\frac{\bar{y}_1-\bar{y}_2}{\sigma_y}\right],$$

ou

$$d = \frac{r}{1-r^2}\left[r\left\{\left(\frac{\bar{x}_1-\bar{x}_2}{\sigma_x}\right)^2+\left(\frac{\bar{y}_1-\bar{y}_2}{\sigma_y}\right)^2\right\}+2\frac{\bar{x}_1-\bar{x}_2}{\sigma_x}\cdot\frac{\bar{y}_1-\bar{y}_2}{\sigma_y}\right].$$

L'homothétie ne pouvant être envisagée que pour une population ayant sa moyenne située, par rapport à celle de référence, dans les quadrants deux ou quatre, le double produit de a par b sera nécessairement négatif et se soustraira, comme pour un r positif, de $a^2 + b^2$. Un même raisonnement pourrait être tenu en ce qui concerne la réduction non homothétique, nous ramenant ainsi à ce qui a fait l'objet de la plus grande partie de ce chapitre.

Examinant le D^2, nous avions attiré l'attention sur le fait que cette expression tenait compte aussi bien de la corrélation à l'intérieur de chaque groupe que de celle entre les groupes. La situation, en ce qui concerne le calcul de d, est semblable. Afin d'essayer de distinguer ces deux modes de corrélation, et pour tenter de mettre l'accent sur le deuxième, nous voudrions proposer un aménagement de l'expression.

En effet, le coefficient intervenant, entre autre, sous la forme $\frac{r}{1-r^2}$, la valeur de d est d'autant plus grande que r est plus grand. Cela dans une mesure qui, si la corrélation est forte, nous paraît exagérée, la liaison entre les deux variables x, y, considérée à l'intérieur de chaque groupe pris isolément, devenant déterminante dans l'attribution à d de sa valeur absolue.

Aussi proposons-nous de substituer, dans le calcul de d, r à $\frac{r}{1 - r^2}$, ce qui nous donne

$$d' = r\left[r\left\{\left(\frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sigma_x}\right)^2 + \left(\frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2}{\sigma_y}\right)^2\right\} - 2\left(\frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sigma_x}\right)\left(\frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2}{\sigma_y}\right)\right.$$

Nous sommes parfaitement conscient du fait que nous décidons intuitivement cette modification. Aussi, puisque cela n'est pas de notre ressort, aimerions-nous voir quelqu'un d'autre donner de cette transformation une étude moins subjective.

Nous nous contenterons de montrer que son application conduit, du point de vue qui est le nôtre, à d'intéressantes constatations.

2. MATÉRIEL.

Comme nous l'avons mentionné dans notre introduction, nous avons examiné trois séries différentes d'os coxaux, dont le sexe est connu, tous adultes.

Bien que nous n'ayons retenu, pour des raisons qui apparaîtront plus loin, que la série parisienne, nous mentionnons tout de même, dans cet inventaire, nos deux autres séries puisqu'il y est fait allusion plusieurs fois au cours de ce travail.

1. *Bruxelles.* Matériel en provenance du cimetière de Schooten près d'Anvers et déposé à l'Institut royal des Sciences naturelles de Belgique à Bruxelles. Age et sexe connus. Les squelettes sont complets et en bon état de conservation.

Cette série comprend 102 os coxaux provenant de 51 individus différents, dont 27 de sexe masculin et 24 de sexe féminin.

2. *Paris.* Matériel provenant de salles de dissection et déposé au Laboratoire d'Anthropologie de la Sorbonne. Age, sexe et taille connus. Os coxaux exclusivement.

L'examen a porté sur 258 os coxaux provenant de 149 individus différents, dont 75 de sexe masculin et 74 de sexe féminin.

3. *Toulouse.* Matériel provenant de salles de dissection et déposé à l'Institut d'Anatomie de l'Université de cette ville. Sexe connu. Bassins tous montés à l'exception d'un coxal isolé.

La série comprend 87 os coxaux provenant de 44 individus différents, dont 35 de sexe masculin et 9 de sexe féminin.

Nous avons donc examiné un total de 447 os coxaux provenant de 244 individus différents, parmi lesquels 137 sont de sexe masculin et 107 de sexe féminin.

3. MESURES ET POINTS SINGULIERS.

Nous avons retenu pour ce travail treize mensurations parmi une cinquantaine proposées dans le cadre d'une étude plus générale de la morphologie de l'os coxal à laquelle nous avons fait allusion dans notre introduction. Il ne nous paraît pas inutile de préciser ici les critères qui prévalurent, au cours de cette étude, quand il s'agissait soit de choisir une mensuration parmi celles déjà exposées dans la littérature, soit d'en proposer une nouvelle.

La confiance que l'on peut accorder aux résultats obtenus à partir de données anthropométriques dépend, d'une part de la façon dont ces données ont été récoltées, d'autre part du nombre d'observations dont on dispose pour chacune d'elles. Or, si abondante que soit la littérature anthropologique, il est souvent difficile de réunir en nombre statistiquement valable les caractères qui permettraient de parfaire notre connaissance des structures morphologiques, d'en saisir la genèse et de pénétrer plus avant dans la compréhension, que nous acquérons peu à peu, de leur dynamique évolutive. Ou bien nous nous heurtons à des difficultés ayant leur origine dans les techniques employées (il existe par exemple trois mesures pour la largeur de l'orbite, que, dans certains travaux, il n'est pas possible d'identifier), ou bien les statistiques élémentaires, sans lesquelles les moyennes perdent une bonne part de leur signification, font défaut.

Aussi, plus que jamais auparavant, éprouve-t-on, actuellement en anthropologie, le besoin de pouvoir recourir à des méthodes unifiées, de pouvoir utiliser des techniques standardisées. On pourrait dès lors s'étonner qu'étant conscient d'une telle situation, nous proposions de nouvelles mensurations.

Genovés (1959), à propos de l'os coxal, a déjà souligné l'impossibilité d'une « standardisation finale ». Par sa nature même elle ne saurait s'adapter aux besoins d'une recherche particulière et risquerait de conduire à une rigidité qui n'est pas de mise quand il s'agit de saisir des phénomènes aussi complexes que ceux ayant trait au développement de structures biologiques. Aussi la standardisation ne devrait-elle pas tant consister en un choix plus ou moins arbitraire de caractères qu'en une tentative de proposer un certain nombre de critères auxquels devrait se conformer la technique anthropométrique. Ce n'est que parmi les mesures répondant aux exigences de ces critères que pourrait, ultérieurement, s'effectuer un choix restreint.

On est en droit d'exiger de mesures qu'elles soient précises et qu'elles aient une signification morphologique. Genovés (1959), rapportant ces deux exigences, si communément admises, constate que cela n'est pas toujours possible. L'auteur sait pourtant de quoi il parle, ayant lui-même tenté, dans son étude relative aux différences sexuelles observées sur l'os coxal, de concilier ces deux impératifs. Nos préoccupations étant semblables, nous aurons très souvent à nous référer à ses techniques quand nous discuterons les mensurations que nous proposons nous-même.

Nous voudrions toutefois, auparavant, nous arrêter un peu plus longuement sur ces deux exigences fondamentales. Pour constater tout d'abord qu'aussi évidentes qu'elles puissent paraître, elles n'empêchent pas que l'on trouve, dans la littérature, bon nombre de mensurations si peu précises dans leurs définitions que leur emploi en devient hasardeux. Pour constater ensuite que certaines autres ne se justifient que par la clarté avec laquelle elles peuvent être définies, mais qu'elles ne rendent compte d'aucune réalité morphologique.

En ce qui concerne la précision nous dirons simplement qu'il est indispensable qu'une mesure soit définie avec une rigueur suffisante pour que des observateurs différents obtiennent, pour une même observation, des valeurs assimilables.

C'est dans le cadre de notre étude particulière que nous allons traiter du critère morphologique. Un certain nombre de travaux, dont nous ne citons que quelques-uns parmi les plus récents – Mednick (1955), Correnti (1955, 1957) –, ont tenté de rendre compte d'une « conception organique unitaire de la morpho-mécanique de l'os iliaque » (Correnti, 1955). Ces recherches ont porté essentiellement sur l'étude de la structure trabéculaire de l'os iliaque et ont conduit à reconnaître un plan d'orientation de cet os correspondant à la position naturelle propre à l'homme: l'attitude verticale. Il est certain que l'acquisition, par le bassin humain, d'un plan privilégié ne s'est pas faite sans que s'opèrent un certain nombre de modifications structurales affectant l'os coxal dans son ensemble. Toute recherche qui n'en tiendrait pas compte, même si elle devait ne pas avoir de rapport immédiat avec cet aspect de la question, telle celle relative aux différences sexuelles, ne pourrait être qu'incomplète. Nous verrons comment nous avons essayé, en choisissant nos mensurations, de ne pas négliger ce point de vue. Il est donc indiscutable qu'une mesure doit, non seulement rendre compte de la structure morphologique de la région à laquelle elle s'applique, mais encore qu'elle ne peut ignorer que cette région n'est qu'une partie d'un ensemble organisé.

L'anthropométrie ne trouvera toutefois ses meilleurs critères que lorsqu'elle aura une assise génétique. Il est certain que les structures morphologiques qu'elle cherche à définir doivent leur identité au fait qu'elles sont le reflet d'un patrimoine génétique déterminé. Ces structures se transmettent, évoluent, se diversifient selon des modalités que les lois de la génétique nous permettront certainement de saisir un jour. Cette connaissance des causes de la variabilité observée permettra alors à l'anthropologiste d'établir une hiérarchie au sein de l'ensemble des caractères mesurés, hiérarchie qui ouvrira la voie à une véritable standardisation.

Tenant compte de ces principes très généraux, nous pensons pouvoir émettre certaines considérations supplémentaires relatives au choix de caractères métriques. Comme d'autres auteurs l'ont déjà signalé (entre autres Hiernaux 1956), un bon caractère devrait échapper le plus possible à l'influence du milieu. En effet des variations de structure dues à de trop grandes différences constatées dans les milieux respectifs où évoluent les populations sur lesquelles elles sont observées, sont de peu d'utilité quand il s'agit de rendre compte des particularités essentielles de ces populations. Elles peuvent même induire en erreur s'il s'agit de mettre en évidence les caractères qui pourraient les différencier les unes des autres, d'un point de vue racial par exemple.

Ayant affaire à des caractères métriques, il nous paraît probable qu'une structure morphologique labile aura, au sein d'une population, une dispersion relativement élevée. La variance devrait donc pouvoir nous guider dans le choix de nos mensurations. On retiendra de préférence la mesure dont la distribution sera caractérisée par un faible écart-type. Avec la notion d'écart-type, nous abordons ce qui fait l'objet d'un chapitre particulier de ce travail : celui consacré aux méthodes statistiques.

Puisque nous avons, dans ce que l'on vient de lire, touché aux questions que poserait une tentative de standardisation, ajoutons que nous pensons avec Schreider (1963) que celle-ci devrait porter également sur la façon de présenter les résultats. Sans vouloir entrer dans les détails, disons simplement que l'on ne devrait plus publier de moyenne qui ne s'accompagne du nombre des données individuelles utilisées pour l'obtenir, ni omettre d'indiquer les principales caractéristiques de la distribution qu'elle cherche à définir. Une statistique telle que l'écart-type devrait en tout cas accompagner chacune des moyennes publiées.

Comme nous le mentionnons au début de ce chapitre, nous avons retenu 13 mesures que nous allons décrire ci-dessous (fig. 5). Nous leur avons laissé les numéros par lesquels elles sont désignées dans la liste où figure l'ensemble

de celles prises sur les coxaux de nos séries de Bruxelles, Paris et Toulouse, quitte à indiquer, le cas échéant, le numéro qu'elles portent chez les auteurs qui les ont déjà définies.

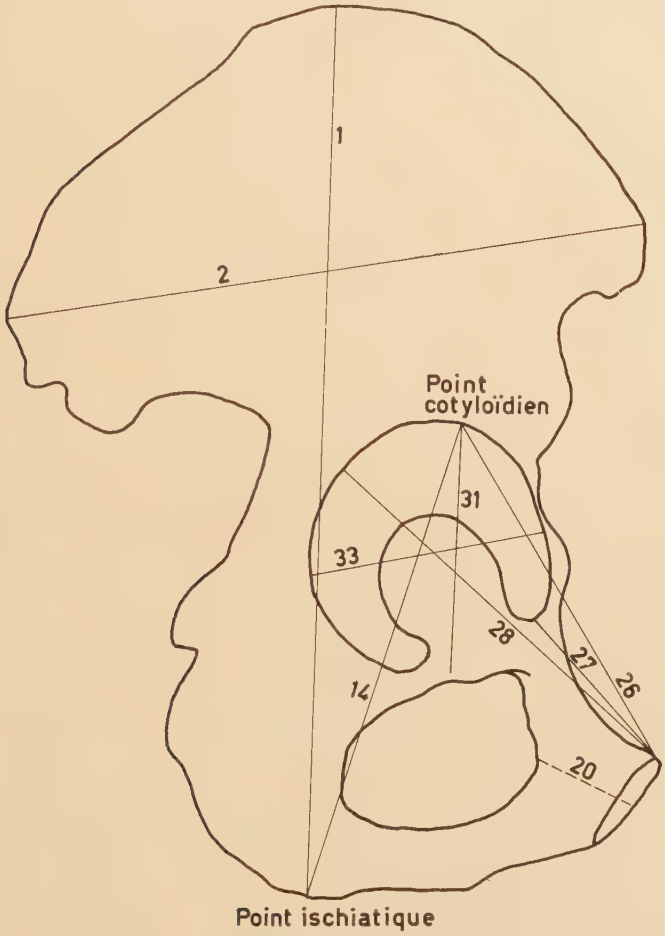


Fig. 5. — Mesures et points singuliers de l'os iliaque.

1. *Hauteur de l'os coxal.* Définissant sa hauteur maximale de l'os coxal, Genovés (1959) nous dit qu'elle est la hauteur maximale de cet os, où qu'elle se trouve, de la branche ischio-pubienne à la crête iliaque. Bien que séduisante par le fait qu'elle saisit un diamètre maximum et peut donc être appliquée sans équivoque, cette technique conduit à définir une distance

dont l'extrémité sur la branche ischio-pubienne peut osciller du *tuber ischiadicum* au *ramus inferior ossis pubis*, en raison de l'irrégularité du bord inférieur de cette branche. On se rend compte qu'une aussi grande variabilité dans la position d'un tel point empêche de l'utiliser comme point singulier pour traduire des structures morphologiques qui soient homologues d'un individu à l'autre. Il suffit en effet d'un accident dans l'anatomie de cette partie de l'os coxal pour que ce point, qui se situerait sans cela sur le *tuber ischiadicum*, passe sur le *ramus ossis pubis*. C'est la raison pour laquelle nous avons préféré la technique de Martin (1957) [3] en précisant toutefois qu'il convient de choisir comme extrémité inférieure de ce diamètre un point situé sur le *tuber ischiadicum* ou sur la partie du *ramus ossis ischii* qui lui fait suite immédiatement.

Cette hauteur est donc un diamètre maximum. L'extrémité de la hauteur ainsi comprise définit notre *point ischiatique*.

2. *Largeur de l'ilion.* Distance entre la *spina iliaca anterior superior* et la *spina iliaca posterior superior*. Compas d'épaisseur. Il s'agit d'un diamètre maximum. Cette mesure correspond au numéro 12 de Martin et Saller (1957, p. 556).

14. *Hauteur inférieure de l'os coxal.* Distance entre le point ischiatique et le point cotyloïdien. Au moyen du compas-glissière, dont on place l'extrémité de la branche fixe sur le point ischiatique, on détermine sur le bord supérieur de la cavité cotyloïde le point le plus éloigné de cette région de l'ischion: c'est notre *point cotyloïdien*.

Mais ce bord est souvent, dans cette région, assez épais; d'autre part son contour a une configuration telle que l'on pourra définir non pas un, mais plusieurs points également éloignés de l'ischion. On choisira alors le point situé à l'endroit où la branche mobile du compas quitte, vers l'arrière, la région du bord dont le milieu est le plus éloigné du point ischiatique (fig. 6).

Cette dimension appelle un certain nombre de commentaires. Tout d'abord, pour tenir compte de ce que nous avons dit de la morpho-mécanique de l'os coxal, nous voudrions faire remarquer que le point cotyloïdien coïncide avec celui cotylotegminal de Correnti (1955). Or cet auteur fait remarquer que l'état d'équilibre atteint dans la station verticale n'a été possible qu'à la suite de modifications intervenues dans l'architecture de l'os coxal. Ses travaux conduisent à définir un plan physiologique, une position natu-

[3] Martin et Saller, 1957, p. 555. 1. Hauteur du bassin. « Distance du point le plus élevé de la *crista iliaca* au point le plus bas du *tuber ossis ischii*. Compas d'épaisseur ».

relle du bassin humain réalisée dans l'attitude verticale. Dans cette position, le poids du tronc est transmis à l'os coxal au niveau du promontoire.

C'est essentiellement grâce à la structure particulière du système trabéculaire fondamental, le système idiobadismatique de cet os, que l'état d'équilibre est atteint. En effet, la section endochorique de ce système est constituée par deux faisceaux, le sacro-pubien et l'ilio-ischiatique, qui se

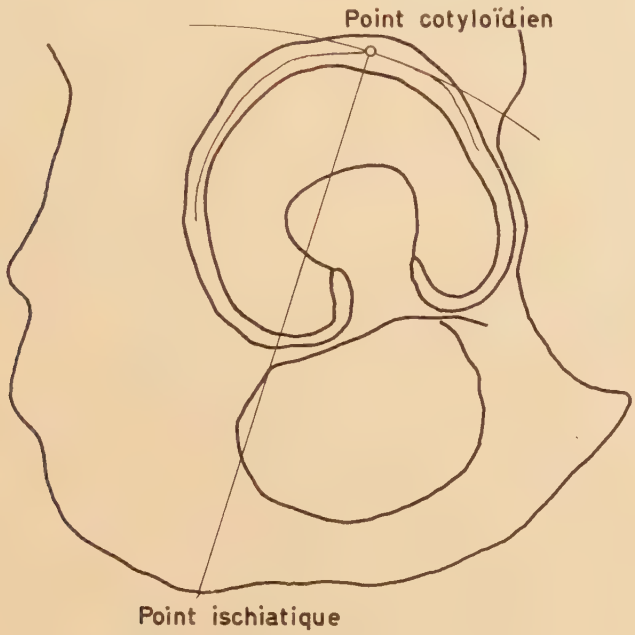


Fig. 6. — Situation des points cotyloïdien et ischiatique.

croisent en formant le chiasma trabéculaire endochorique, situé au-dessus et à la verticale du point cotylo-tegminal. Grâce à ce système privilégié, la ligne de gravité du corps est tangente au promontoire et se situe dans le même plan frontal, vertical, que les chiasmas trabéculaires et les points cotylo-tegminaux, ceux-ci étant les points de contact des axes mécaniques des membres inférieurs, situés dans ce même plan, avec la partie supérieure de l'*acetabulum*.

La hauteur que nous proposons, par le fait qu'elle comprend le point cotyloïdien dans sa définition, est donc prise en tenant compte de mécanismes qui ont certainement joué leur rôle dans le développement morphologique de cette région du bassin.

On remarquera en outre que cette mesure donne une bonne estimation de la hauteur du petit bassin.

20. *Longueur antérieure du pubis.* Du milieu du bord postérieur de la *facies symphysialis* au point le plus proche du bord antérieur du *foramen obturatum.* Compas-glissière. Cette mesure est prise sur la face interne du pubis, raison pour laquelle elle est indiquée en pointillés sur la figure 5.

26. *Longueur symphyso-cotyloïdienne.* Du milieu du bord supérieur de la *facies symphysialis* au point cotyloïdien. Compas-glissière.

27. *Longueur symphyso-acétabulaire minimum.* Du milieu du bord supérieur de la *facies symphysialis* au point le plus rapproché sur la *facies lunata.* Compas-glissière. Cette mesure correspond au numéro 9 de Genovés (1959, p. 141).

28. *Longueur symphyso-acétabulaire maximum.* Du milieu du bord supérieur de la *facies symphysialis* au point le plus éloigné sur le bord postérieur de l'*acetabulum.* Compas-glissière. Cette mesure correspond au numéro 8 de Genovés (1959, p. 138).

31. *Hauteur de la cavité cotyloïde.* Distance entre le point cotyloïdien et le point le plus profond du bord inférieur de l'*acetabulum.* Compas-glissière.

La surface concave de la partie non articulaire de l'*acetabulum* s'infléchit dans la région de l'*incisura acetabuli* en formant une arête mousse qui marque le passage de cette surface au bord supérieur du trou obturateur. Nous considérons cette ligne d'inflexion comme bord inférieur de la cavité cotyloïde. Nous proposons d'en tracer légèrement le contour au crayon. On place ensuite l'os coxal de telle manière que la surface plane du *corpus ossis ischii* se trouve dans un plan horizontal, la cavité cotyloïde dirigée vers le haut. Si l'on place alors son regard dans le même plan horizontal, et dans l'axe approximativement perpendiculaire à cette ligne d'inflexion, on remarquera qu'elle se présente comme une courbe, concave, plus ou moins régulière, dont on peut déterminer le point le plus bas. On constate que ce point se situe souvent au milieu du bord inférieur de la cavité, c'est-à dire dans une région où ce bord est encore, en général assez bien marqué, ce qui n'est pas toujours vrai pour sa partie postérieure. On ne se formalisera pas trop d'autre part si l'on rencontre quelque difficulté à localiser exactement le point le plus profond. La configuration du bord inférieur est telle dans la région considérée qu'une certaine latitude est laissée à l'observateur sans qu'il risque d'en voir sa mesure modifiée significativement.

33. *Largeur de la cavité cotyloïde.* Diamètre le plus grand, où qu'il se trouve, du bord antérieur au bord postérieur de l'*acetabulum*. Compas-glissière.

Cette mesure correspond au numéro 10 de Genovés (1959). On précisera avec cet auteur que « ces deux points – il s'agit des deux extrémités du diamètre – sont les plus élevés du bord quand l'os se trouve placé de façon à ce que la face externe de la surface articulaire forme approximativement un angle droit avec la ligne du regard de l'observateur ».

Avant de poursuivre l'examen des caractères métriques retenus pour cette étude, nous voudrions rappeler que nous nous proposons, entre autre, de saisir à quel niveau du pubis, en particulier, et éventuellement de l'ischion, se produisent les variations qui conduisent à leur différenciation sexuelle.

Afin de pouvoir rendre compte, d'une manière plus précise que ne l'auraient permis les mesures définies ci-dessus, de telles variations, nous avons procédé à un certain nombre d'estimations que nous avons définies comme suit :

Dimension A. Différence entre la mesure 26 et la mesure 27. Cette dimension est l'estimation de la composante cotyloïdienne de la longueur symphyso-cotyloïdienne.

Dimension B. Différence entre la mesure 26 et la mesure 20. Cette dimension est l'estimation de la longueur symphyso-cotyloïdienne quand on en a déduit la composante antérieure.

Dimension C. Différence entre la mesure 27 et la mesure 20. Cette dimension est l'estimation de la partie médiane du pubis.

Dimension D. Différence entre la mesure 14 et la mesure 31. Cette dimension est l'estimation de la partie non articulaire de la hauteur inférieure de l'os coxal.

Nous sommes conscient du fait que ces valeurs n'ont pas été obtenues directement à partir de structures morphologiques bien déterminées. Aussi ne leur demanderons-nous pas de nous donner, des parties dont elles essayent de rendre compte, autre chose qu'une évaluation de leur variabilité. La façon dont chacune d'elles est définie nous autorise à penser qu'elles conviennent parfaitement pour cet usage. Nous ferons d'autre part remarquer qu'une étude directe des régions mises en cause par ces dimensions exigerait que l'on puisse définir d'une manière rigoureuse ces parties de l'os. Cela nous paraît, pour certaines d'entre elles tout au moins, extrêmement difficile.

---

4. DIFFÉRENCIATION SEXUELLE DU PUBIS ET DE L'ISCHION.

Nous nous proposons maintenant d'appliquer aux mesures que nous venons de décrire la méthode exposée dans le premier chapitre de ce travail. Nous utiliserons pour cela les observations faites sur notre matériel parisien exclusivement. Pour justifier ce choix, rappelons tout d'abord que nous avons assigné à cette étude un but précis en fonction duquel nous avons choisi treize mesures. Or il se fait que, d'une part, pour deux des mesures retenues, nous n'avons pas utilisé la même technique à Bruxelles qu'à Paris et Toulouse, et que, d'autre part, la série toulousaine étant constituée de bassins montés, certains de ces caractères n'ont pu être observés avec la rigueur souhaitée.

Les distributions de ces treize variables au sein des deux populations envisagées, masculine et féminine, sont représentées par la série d'histogrammes faisant l'objet des figures 7 à 19. Les principales statistiques caractérisant chacune de ces distributions, à savoir la moyenne et son erreur standard, l'écart-type, le coefficient de variation, figurent dans les tableaux 1 et 2.

Nous n'avons retenu pour cette étude que les observations faites sur le côté droit. L'élaboration des données eût été par trop laborieuse s'il avait fallu l'envisager pour les deux côtés et cela d'autant plus que nous ne cherchions pas ici à mettre en évidence une éventuelle asymétrie.[1] Les différences entre les variances n'étant jamais significatives, comme nous le verrons plus bas, et celles entre les moyennes rarement, nous aurions pu retenir l'ensemble des observations, côté droit et gauche réunis. Nous aurions alors augmenté, d'une manière fallacieuse, l'effectif des deux populations.

Il nous reste à préciser les raisons de notre choix. La méthode proposée dans le cadre de cette étude n'est applicable, nous l'avons vu, que si les variables mises en cause ont, dans chacune des deux populations, une même déviation standard.

On trouvera, dans le tableau 3, le rapport F des variances estimées calculé, pour les treize mesures, entre les côtés gauche et droit, chez les hommes et chez les femmes, et entre ces derniers pour chacun des côtés. Une valeur de F indiquant, selon la table de Snedecor, une différence signi-

[1] C'est la raison pour laquelle nous avons appliqué le test du t de Student entre les côtés gauches et droits pour un même sexe quand bien même nous avions manifestement affaire là à des ensembles appareillés. Nous voulions simplement démontrer que la différence existant entre les sexes étant tellement plus importante que celle entre les côtés, cette dernière pouvait être négligée et cela d'autant plus que nous proposions de mettre en évidence une différence existant entre les modes de corrélation.

ficative sera signalée par un ou deux astérisques suivant qu'elle le sera avec les coefficients de sécurité 95% ou 99%. On constatera que la limite de signification n'est jamais atteinte, ni chez les hommes ni chez les femmes, entre les deux côtés. Qu'elle ne l'est pas plus, entre les sexes, pour le côté droit, alors qu'elle atteint le seuil 95%, trois fois, et celui 99%, une fois, du côté gauche. Nous nous sommes borné à enregistrer la différence, sans en rechercher la cause. Mais, cela fait, seul le côté droit pouvait être envisagé pour notre élaboration.

Signalons en ce qui concerne l'analogie constatée entre les deux côtés, que nous n'avons pu être influencé en effectuant nos mensurations sur l'un d'entre eux, par celles prises sur l'autre. Nous avons procédé à l'examen successif de tous les côtés droits, ensuite seulement à celui des côtés gauches.

Le tableau 4 contient les écarts-types pondérés calculés, pour toutes les mesures du côté droit, à partir de ceux obtenus dans chacune des deux populations, masculine et féminine.

Revenant au tableau 3, on y trouvera figurées les valeurs de t, calculées entre les moyennes, pour les mêmes couples de populations que ceux envisagés dans le cas des F, les conventions restant les mêmes en ce qui concerne la désignation du seuil de signification. L'asymétrie gauche-droite n'est saisissable, au niveau des moyennes, que dans un nombre très restreint de cas, deux sur treize. Les différences enregistrées sont toutefois beaucoup moins importantes que celles observées entre les sexes, les valeurs de t étant ici très supérieures, toutes les variables comparées ayant approximativement le même écart-type dans des populations d'effectif semblable. Nous aurons l'occasion de revenir sur la signification à accorder à ces différences.

Les tableaux 5, 6 et 7 vont nous fournir le dernier élément dont nous avons besoin : le coefficient de corrélation. Nous avons exploré toutes les possibilités de corrélation entre les treize mesures prises deux par deux et cela pour chacune des deux populations, masculine et féminine, du côté droit dont il sera exclusivement question désormais.

Avant d'examiner ces trois tableaux, il ne nous paraît pas inutile de donner quelques explications sur la manière dont les statistiques utilisées dans ce travail ont été obtenues. Nous avons pu disposer pour nos calculs d'un ordinateur IBM 1620. A partir d'un même programme, la machine a donné, pour chaque couple de variables x, y, le nombre de paires, la somme des x et celle des y, les écarts-types σ_x et σ_y, et le coefficient de corrélation, r. Il est certain que cette façon de procéder pèche par le fait qu'elle ne tient compte que des valeurs de x pour lesquelles existe une valeur de y et vice versa ; d'où une certaine perte d'information due au fait que la valeur cor-

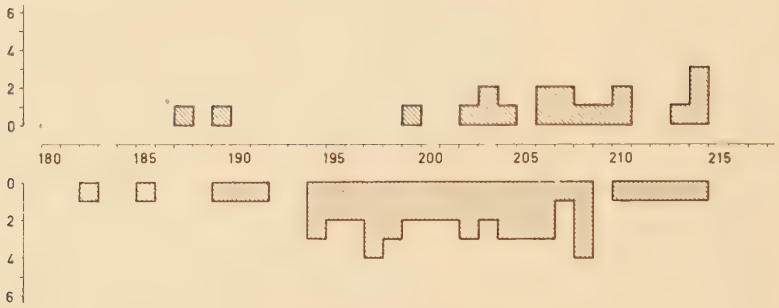


Fig. 7. — Hauteur de l'os coxal (1).

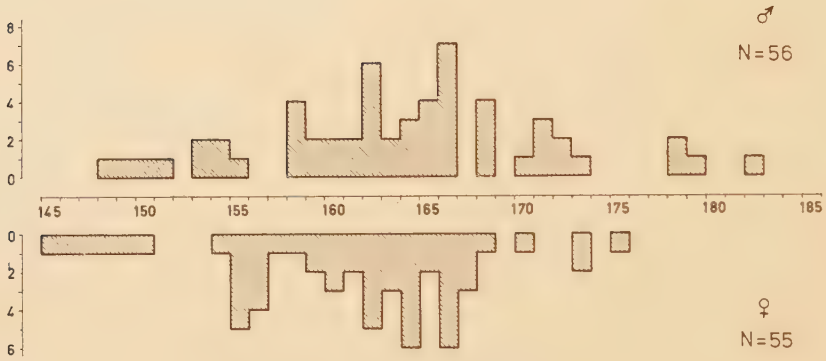


Fig. 8. — Largeur de l'ilion (2).

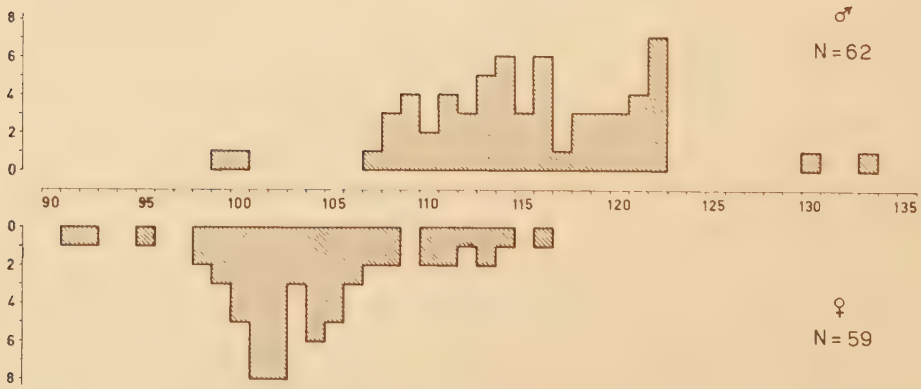
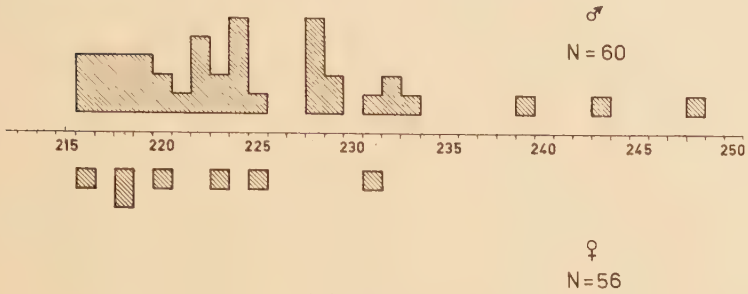


Fig. 9. — Hauteur inférieure de l'os coxal (14).



(suite de la fig, 7).

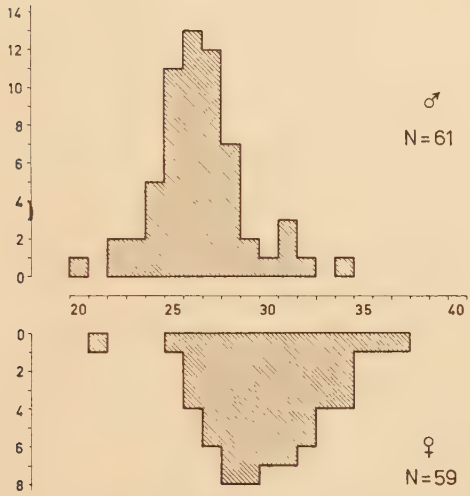


Fig. 10. — Longueur antérieure du pubis (20).

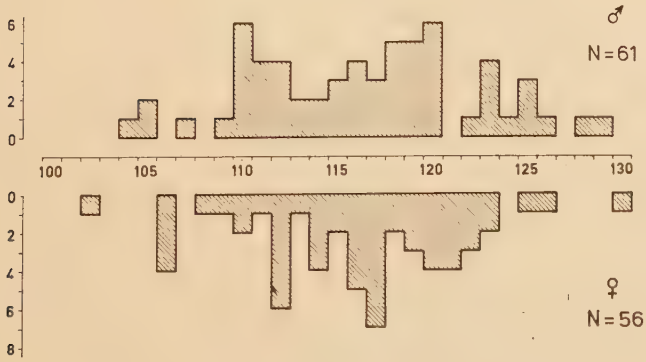


Fig. 11. — Longueur symphyso-cotyloïdienne (26).

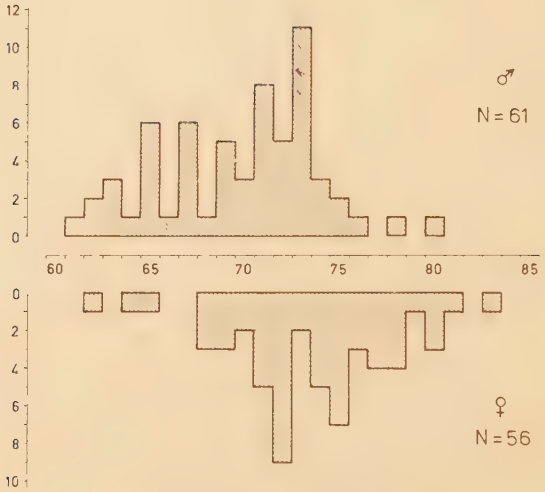


Fig. 12. — Longueur symphyso-acétabulaire minimum (27).

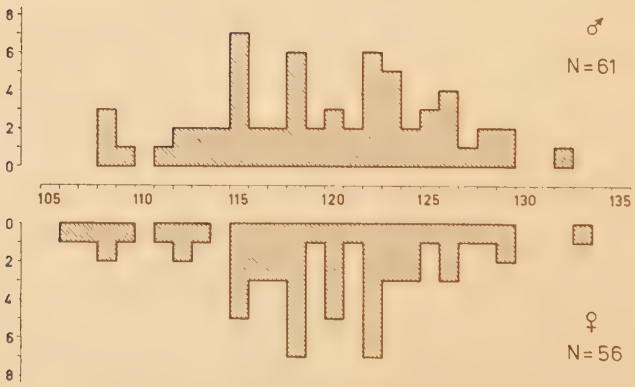


Fig. 13. — Longueur symphyso-acétabulaire maximum (28).

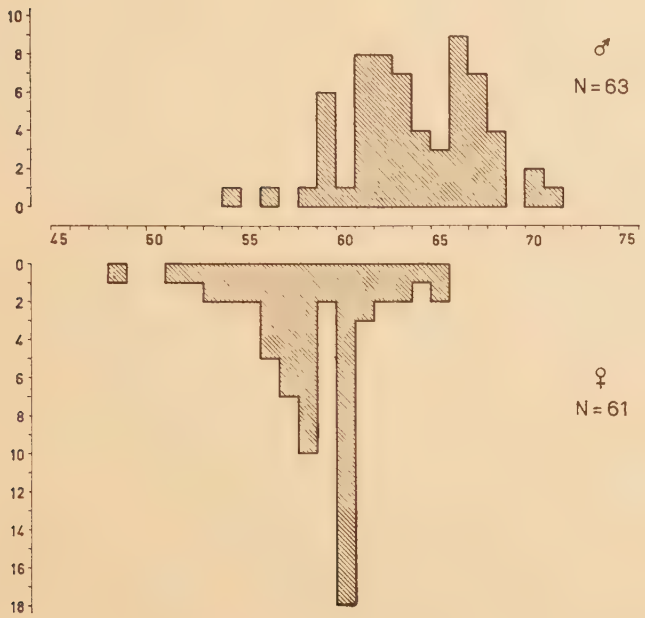


Fig. 14. — Hauteur de la cavité cotyloïde (31).

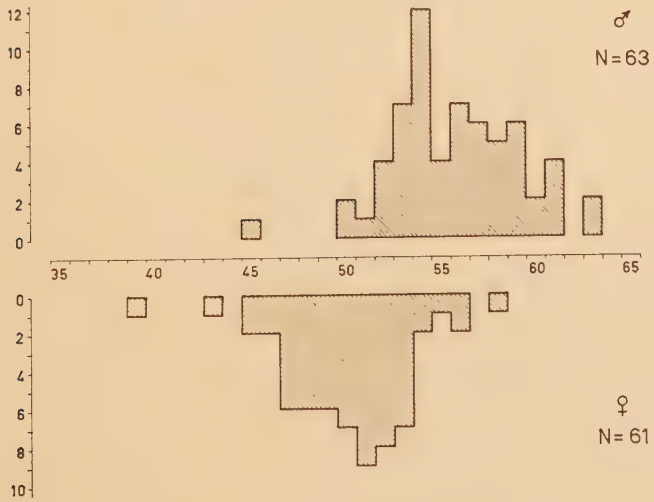


Fig. 15. — Largeur de la cavité cotyloïde (33).

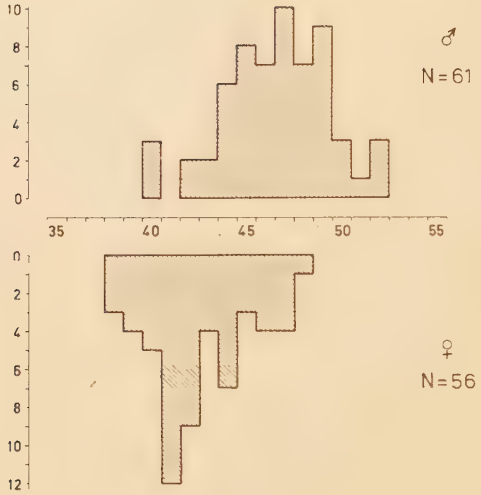


Fig. 16. — Dimension A (26—27).

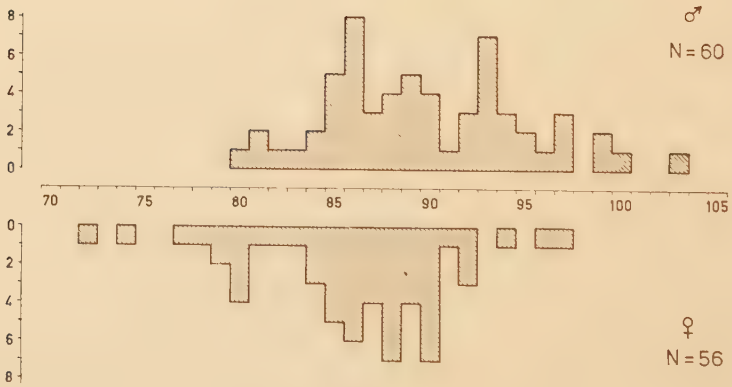


Fig. 17. — Dimension B (28—29).

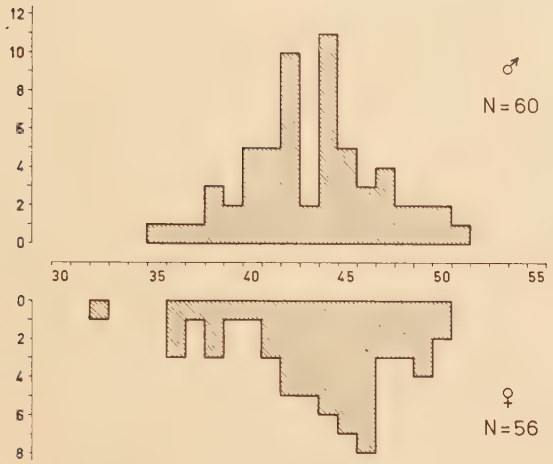


Fig. 18. — Dimension C (27—20).

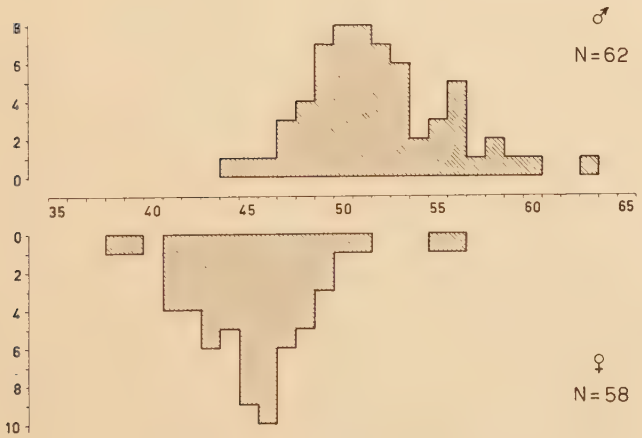


Fig. 19. — Dimension D (14—31).

TABLEAU I. — *Paris. Hommes.* (N° = numéro; c = côté; d = droit; g = gauche; n = nombre; $\bar{x}$ = moyenne; S_m = erreur standard de la moyenne; σ = écart-type; V = coefficient de variation).

N°	Mesures	c	n	$\bar{x}$	S_m	σ	V
1	Ht. os coxal	d	60	218.52	1.49	11.52	5.27
		g	64	218.25	1.43	11.46	5.25
2	Larg. ilion	d	56	163.57	0.99	7.45	4.55
		g	59	161.56	1.14	8.80	5.45
14	Ht. inf. os coxal	d	62	115.24	0.76	5.99	5.20
		g	65	114.28	0.75	6.07	5.31
20	Long. ant. pubis	d	60	26.40	0.32	2.45	9.28
		g	63	26.22	0.26	2.09	7.97
26	Long. symphys.-cotyloïdienne	d	60	116.28	0.75	5.85	5.03
		g	63	114.60	0.73	5.79	5.05
27	Long. symphys.-acétab. min.	d	61	69.77	0.53	4.16	5.96
		g	63	69.25	0.53	4.24	6.12
28	Long. symphys.-acétab. max.	d	61	119.41	0.75	5.86	4.91
		g	63	118.43	0.81	6.40	5.40
31	Ht. cavité cotyloïde	d	63	63.55	0.44	3.48	5.48
		g	64	62.67	0.46	3.68	5.87
33	Larg. cavité cotyloïde . . .	d	63	55.73	0.42	3.36	6.03
		g	65	55.15	0.44	3.59	6.51
A	Mesure 26 — mesure 27 . .	d	61	46.56	0.36	2.80	6.01
		g	63	45.35	0.44	3.52	7.76
B	Mesure 26 — mesure 20 . .	d	60	89.73	0.66	5.09	5.67
		g	63	88.38	0.66	5.23	5.92
C	Mesure 27 — mesure 20 . .	d	60	43.18	0.45	3.52	8.15
		g	63	43.03	0.46	3.64	8.46
D	Mesure 14 — mesure 31 . .	d	62	51.76	0.47	3.70	7.15
		g	64	51.44	0.48	3.81	7.41

TABLEAU 2. — *Paris. Femmes.* (N° = numéro; c = côté; d = droit; g = gauche; n = nombre; $\bar{x}$ = moyenne; S_m = erreur standard de la moyenne; σ = écart-type; V = coefficient de variation).

N°	Mesures	c	n	$\bar{x}$	S_m	σ	V
1	Ht. os coxal	d	55	203.53	1.31	9.72	4.76
		g	65	203.54	1.08	8.68	4.26
2	Larg. ilion	d	54	160.54	0.89	6.58	4.10
		g	61	160.00	1.01	7.88	4.92
14	Ht. inf. os coxal	d	58	103.60	0.65	4.99	4.82
		g	67	103.52	0.64	5.26	5.08
20	Long. ant. pubis	d	59	29.88	0.38	2.94	9.84
		g	67	30.13	0.32	2.63	8.73
26	Long. symphys.-cotyloïdienne	d	56	115.96	0.74	5.58	4.81
		g	61	114.20	0.67	5.24	4.59
27	Long. symphys.-acétab. min. .	d	56	73.52	0.57	4.24	5.77
		g	62	73.45	0.52	4.08	5.55
28	Long. symphys.-acétab. max. .	d	56	119.11	0.78	5.87	4.93
		g	62	118.39	0.84	6.62	5.59
31	Ht. cavité cotyloïde	d	60	58.35	0.42	3.24	5.55
		g	67	58.28	0.40	3.28	5.63
33	Larg. cavité cotyloïde	d	60	50.18	0.41	3.22	6.42
		g	67	50.57	0.34	2.76	5.46
A	Mesure 26 — mesure 27 . . .	d	56	42.43	0.34	2.57	6.06
		g	61	40.74	0.33	2.55	6.26
B	Mesure 26 — mesure 20 . . .	d	56	86.11	0.67	5.02	5.83
		g	61	83.90	0.61	4.76	5.68
C	Mesure 27 — mesure 20 . . .	d	56	43.68	0.53	3.96	9.07
		g	62	43.34	0.49	3.84	8.86
D	Mesure 14 — mesure 31 . . .	d	58	45.40	0.43	3.28	7.23
		g	60	45.05	0.41	3.16	7.01

TABLEAU 3. — *Rapport F des variances estimées. Rapport t entre les moyennes. Paris.*
(Entre côtés droit et gauche pour chaque sexe, F ou t d-g;
entre les sexes pour chaque côté, F ou t H-F).

N°	Mesures	Sexe	F d-g	F H-F		t d-g	t H-F	
				d	g		d	g
1	Ht. os coxal	H	1.01	1.40	1.74	0.13	7.56**	8.21**
		F	1.25			0.01		
2	Larg. ilion	H	1.39	1.28	1.25	1.33	2.27*	1.02
		F	1.43			0.40		
14	Ht. inf. os coxal	H	1.03	1.44	1.33	0.90	11.59**	10.86**
		F	1.11			0.09		
20	Long. ant. pubis	H	1.37	1.44	1.58*	0.43	7.02**	9.43**
		F	1.25			0.51		
26	Long. symph.-cotyloïdienne	H	1.02	1.10	1.22	1.60	0.30	0.41
		F	1.13			1.77		
27	Long. symphys.-acétab. min.	H	1.04	1.04	1.08	0.68	4.82**	5.64**
		F	1.08			0.09		
28	Long. symphys.-acétab. max.	H	1.19	1.00	1.06	0.89	0.28	0.03
		F	1.27			0.63		
31	Ht. cavité cotyloïde	H	1.12	1.15	1.26	1.39	8.59**	7.20**
		F	1.02			0.11		
33	Larg. cavité cotyloïde . . .	H	1.14	1.09	1.69*	0.94	9.35**	8.22**
		F	1.36			0.72		
A	Mesure 26 — mesure 27 . .	H	1.58	1.19	1.91**	2.12*	8.32**	8.38**
		F	1.02			3.58**		
B	Mesure 26 — mesure 20 . .	H	1.05	1.03	1.21	1.45	3.86**	4.99**
		F	1.11			3.31**		
C	Mesure 27 — mesure 20 . .	H	1.07	1.27	1.11	0.23	0.76	0.46
		F	1.06			0.47		
D	Mesure 14 — mesure 31 . .	H	1.06	1.27	1.45	0.48	9.98**	10.19**
		F	1.08			0.58		

respondante n'existe pas toujours, en raison de l'état de conservation du matériel. Nous aurions pu employer la méthode proposée par Rao (1952), prenant en considération le fait que, si deux mesures ont entre elles une certaine corrélation, il est possible que celle n'ayant pas de valeur correspondante au sein d'une paire puisse donner quelque information sur celle qui manque. Outre le fait que cela eût singulièrement compliqué la program-

TABLEAU 4. — *Ecarts-types pondérés. Paris.*
(Côté droit, hommes + femmes).

1	Ht. os coxal	10.70
2	Larg. ilion	7.04
14	Ht. inf. os coxal	5.53
20	Long. ant. pubis	2.70
26	Long. symphys.-cotyloïdienne	5.72
27	Long. symphys.-acétab. min.	4.20
28	Long. symphys.-acétab. max.	5.86
31	Ht. cavité cotyloïde	3.36
33	Larg. cavité cotyloïde	3.29
A	Mesure 26 — mesure 27	2.69
B	Mesure 26 — mesure 20	5.06
C	Mesure 27 — mesure 20	3.74
D	Mesure 14 — mesure 31	3.50

mation et dépassé les possibilités de l'ordinateur, il ne semble pas que le gain d'information eût été tel qu'il justifie dans le cas présent l'application de la méthode. Les différences entre le nombre de paires de variables que nous aurions pu inclure dans nos calculs et celui dont nous avons tenu compte est si faible que nous pensons avoir atteint un degré d'approximation suffisant.

Si nous examinons maintenant le tableau 5, nous y trouverons les valeurs de r pour les treize caractères pris deux par deux, le chiffre supérieur indiquant la valeur du coefficient de corrélation au sein de la population masculine, le chiffre inférieur celle calculée dans la population féminine. En regard de ces deux chiffres figure, à droite, le coefficient calculé à partir de l'ensemble des données, hommes et femmes étant considérés comme formant une seule population.

Pour ne pas surcharger ce tableau, nous avons donné dans le suivant (tabl. 6) les nombres de paires de variables comprises dans chaque calcul; nous les avons disposées comme le sont les coefficients de corrélation dans le

Tableau 5.

		2	14	20	26	27	28	31	33	A	B	C	D
1	H	.74	.88	.27	.78	.63	.82	.73	.70	.67	.74	.53	.75
	F	.62 .66	.80 .89	.37 −.09	.67 .63	.60 .25	.72 .67	.59 .79	.62 .79	.45 .73	.51 .69	.35 .33	.63 .70
2	H		.69	.19	.66	.55	.72	.65	.57	.55	.65	.50	.44
	F		.57 .56	.26 .07	.44 .57	.24 .30	.53 .64	.61 .59	.49 .53	.51 .51	.27 .51	.01 .26	.19 .38
14	H			.28	.80	.63	.81	.84	.78	.71	.78	.55	.78
	F			.46 −.18	.75 .56	.64 .09	.80 .57	.76 .88	.76 .87	.55 .80	.54 .69	.31 .24	.76 .88
20	H				.50	.52	.46	.43	.24	.26	.11	−.03	.02
	F				.45 .37	.44 .58	.43 .36	.38 −.06	.33 −.17	.23 −.17	−.10 −.19	−.28 −.11	.29 −.26
26	H					.89	.94	.80	.65	.74	.91	.72	.53
	F					.89 .80	.94 .94	.54 .56	.64 .51	.64 .59	.84 .83	.62 .66	.50 .40
27	H						.86	.63	.40	.37	.78	.83	.41
	F						.89 .79	.34 .12	.45 .03	.29 .00	.73 .50	.73 .73	.56 .04
28	H							.78	.72	.66	.87	.71	.56
	F							.55 .56	.67 .55	.57 .51	.79 .70	.63 .67	.58 .44
31	H								.79	.72	.72	.46	.37
	F								.67 .84	.61 .79	.35 .62	.05 .17	.16 .58
33	H									.76	.63	.30	.49
	F									.64 .82	.49 .62	.20 .15	.49 .71
A	H										.74	.27	.44
	F										.62 .72	.14 .12	.18 .60
B	H											.84	.56
	F											.86 .77	.38 .56
C	H												.45
	F												.37 .25

TABLEAU 6.

		2	14	20	26	27	28	31	33	A	B	C	D
1	H	54	60	57	57	58	58	60	60	58	57	57	60
	F	50 1.1	55 1.4	53 0.6	51 1.2	51 0.2	51 1.3	55 1.3	55 0.7	51 1.6	51 1.9	51 1.1	54 1.2
2	H		55	53	54	55	55	56	56	55	54 *	54 **	55
	F		52 1.0	53 0.4	50 1.6	50 1.9	50 1.6	54 0.3	54 0.6	50 0.3	50 2.5	50 2.7	51 1.4
14	H			59	59	60	60	62	62	60	59 *	59	62
	F			56 1.1	54 0.6	54 0.1	54 0.2	58 1.2	58 0.3	54 1.4	54 2.3	54 1.5	58 0.3
20	H				58	59	59	60	60	59	59 ***	59	59
	F				56 0.3	56 0.5	56 0.2	58 0.3	59 0.5	56 0.2	56	56 1.3	55 1.4
26	H					60	60	60 **	60	60	59	59	59
	F					56 0.0	56 0.0	55 2.7	56 0.1	56 0.5	56 1.6	56 0.9	53 0.2
27	H						61	61 *	61	61	60	60	60
	F						56 0.7	55 2.0	56 0.3	56 0.5	56 0.6	56 1.4	53 1.0
28	H							61 *	61	61	60	60	60
	F							55 2.2	56 0.5	56 0.8	56 1.4	56 0.8	53 0.1
31	H								63	61	60 **	60 *	62
	F								60 1.4	55 1.0	55 2.8	55 2.3	58 1.2
33	H									61	60	60	62
	F									56 1.2	56 1.1	56 0.6	57 0.0
A	H										60	60	60
	F										56 1.2	56 0.7	53 1.5
B	H											60	59
	F											56 0.4	53 1.2
C	H												59
	F												53 0.5

tableau précédent. Le troisième chiffre se justifie si l'on se souvient que la méthode préconisée pour l'élaboration de nos mesures n'est utilisable que si le coefficient de corrélation est le même, pour un couple de variables donné, dans les deux populations comparées. Passant par la transformation des z, nous avons testé, pour chaque paire de variables, les valeurs de r entre les deux groupes. D'où le troisième chiffre, accompagné d'un astérisque pour une différence significative avec une sécurité de 95% et de deux pour une sécurité de 99%.

Nous avons finalement calculé un r pondéré donnant la corrélation pour chaque couple de variables aussi bien dans la population masculine que dans la population féminine (tabl. 7). Ceci ayant été fait systématiquement, on pourra accorder à l'astérisque la valeur d'une mise en garde : les coefficients qu'ils signale ont été obtenus à partir de r qui, statistiquement, ne peuvent plus être considérés comme semblables.

Nous allons pouvoir illustrer maintenant, par l'application que nous en avons faite, la méthode proposée au chapitre un. On trouvera dans le tableau 8, les valeurs du CRL, chiffre du bas, et celles du D^2, chiffre du haut, pour l'ensemble des treize mesures prises deux par deux.

Le CRL a été calculé sans tenir compte des facteurs 50 et 1/2, ni de l'effectif. En ce qui concerne ce dernier, faisons simplement remarquer que, dans le cas particulier, sa prise en considération n'eût affecté le résultat final qu'au niveau de la troisième décimale. C'est la raison pour laquelle le D^2 également a été calculé sans tenir compte de l'effectif.

Discutant le CRL, nous avions fait observer (p. 9) que, dans une réduction homothétique parfaite $\frac{(\bar{x}-\bar{x}_2)^2}{\sigma_x^2}$ était égal à $\frac{(\bar{y}_1-\bar{y}_2)^2}{\sigma_y^2}$, $(\bar{x}_1, \bar{y}_1)$ et $(\bar{x}_2, \bar{y}_2)$ étant les paires de moyennes caractéristiques des populations mises en cause, les variables x et y étant en corrélation parfaite ($r = 1$). Si nous n'avons rien dit alors de la déviation standard, c'est que, dans le cas théorique envisagé, où tous les couples de variables x, y sont situés sur une droite de pente 1, σ_x est nécessairement égal à σ_y, et $(x_1 - x_2)$ étant égal à $(y_1 - y_2)$, puisque par définition 1 $\frac{y_1 - y_2}{x_1 - x_2}$, la différence $\frac{(\bar{x}_1-\bar{x}_2)^2}{\sigma_x^2} - \frac{(\bar{y}_1-\bar{y}_2)^2}{\sigma_y^2}$ est nulle. Par la suite, dans la discussion de d, nous avons maintenu une pente de 1 pour la droite passant par notre population de référence. En effet, dans le cas d'une homothétie parfaite, comme nous l'avons postulée, il est toujours possible de ramener une pente $\frac{y_1 - y_2}{x_1 - x_2}$ différente de 1 à une de pente 1, toutes ces droites passant par l'origine évidemment. Dans un tel

TABLEAU 7.

	2	14	20	26	27	28	31	33	A	B	C	D
1	.69	.85	.33	.73	.62	.78	.67	.66	.58	.65	.45	.70
2		.64	.23	.56	.41	.64	.63	.53	.53	.49*	.28**	.33
14			.37	.78	.63	.81	.80	.77	.64	.68*	.44	.77
20				.48	.48	.45	.41	.29	.25	***	–.15	.15
26					.89	.94	.70**	.65	.72	.88	.67	.52
27						.88	.51*	.42	.33	.76	.79	.48
28							.69*	.70	.62	.84	.67	.57
31								.74	.67	.57**	.28*	.27
33									.71	.57	.25	.49
A										.69	.21	.32
B											.85	.48
C												.41

Tableau 8.

		2	14	20	26	27	28	31	33	A	B	C	D
1	D^2	2.51	4.99	5.39	3.98	7.00	4.72	2.63	2.98	2.75	2.61	2.70	3.34
	CRL	2.15	6.40	3.62	1.97	2.76	1.97	4.36	4.80	4.32	2.48	1.98	5.26
2	D^2		5.86	2.22	0.24	1.56	0.27	2.88	3.13	2.55	0.52	0.26	3.33
	CRL		4.62	1.84	0.20	0.98	0.20	2.58	3.02	2.54	0.70	0.20	3.48
14	D^2			9.38	10.85	12.58	12.36	4.48	4.44	4.49	5.38	5.82	4.52
	CRL			6.09	4.43	4.48	4.43	6.82	7.27	6.78	4.95	4.45	7.73
20	D^2				2.25	1.76	2.16	6.83	6.28	5.33	****	1.77	5.79
	CRL				1.66	2.46	1.66	4.05	4.50	4.01		1.68	4.96
26	D^2					4.27	0.00	4.46	4.71	4.63	1.98	0.07	4.38
	CRL					0.80	0.01	2.40	2.84	2.36	0.52	0.02	3.30
27	D^2						3.90	6.22	5.94	4.55	5.36	1.67	7.35
	CRL						0.80	3.19	3.64	3.15	1.31	0.82	4.09
28	D^2							4.36	5.33	3.67	1.55	0.05	4.73
	CRL							2.40	2.84	2.36	0.52	0.02	3.30
31	D^2								3.04	2.85	2.43	2.74	4.50
	CRL								5.23	4.74	2.91	2.41	5.69
33	D^2									3.07	2.93	3.17	4.13
	CRL									5.19	3.35	2.86	6.14
A	D^2										2.57	2.57	4.31
	CRL										2.87	2.37	5.65
B	D^2											2.51	3.33
	CRL											0.53	3.81
C	D^2												4.23
	CRL												3.32

type de transformation, la réduction observée au niveau de chacune des deux dimensions est fonction de leur grandeur absolue. On doit également admettre que les écarts-types de chacune de ces dimensions sont proportionnels à ces mêmes grandeurs, c'est-à-dire que leurs coefficients de variation sont identiques. En divisant chaque moyenne par son écart-type on obtient, dans ces conditions, l'égalité $x = y$; $\bar{x}_1 - \bar{x}_2$ sera donc toujours égal à $\bar{y}_1 - \bar{y}_2$ et $\frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2}{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}$ à 1.

Ainsi $\bar{x}_1$ étant la moyenne de la hauteur inférieure de l'os coxal (nº 14) dans la population masculine, $\bar{x}_2$ de la même dimension dans la population féminine et $\bar{y}_1$, $\bar{y}_2$ celles, respectivement dans les mêmes groupes, de la partie non articulaire de cette hauteur (dimension D), nous avons:

$$\bar{x}_1 - \bar{x}_2 = 11.6 \text{ mm},$$

$$\bar{y}_1 - \bar{y}_2 = 6.4 \text{ mm}$$

$$\text{et } \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\bar{y}_1 - \bar{y}_2} = 1.8.$$

Or nous avons là, comme nous le verrons plus bas, l'image d'une réduction homothétique assez bonne. Si l'on divise chaque moyenne par son écart-type, on obtient alors: $\frac{\bar{x}'_1 - \bar{x}'_2}{\bar{y}'_1 - \bar{y}'_2} = 1.1$, chiffre qui nous rapproche singulièrement des conditions réalisées dans le cas d'une homothétie parfaite.

Le rôle joué par la déviation standard ayant été précisé, nous pouvons maintenant examiner de plus près l'ensemble des valeurs obtenues pour le CRL.

Cet examen sera facilité si l'on se souvient de ce que nous avons dit, dans notre introduction, de l'indice ischio-pubien. La hauteur de l'ischion est plus petite chez la femme que chez l'homme. La longueur du pubis, au contraire, est plus grande chez la femme. S'il existe une région de l'os coxal, parmi celles mises en cause par l'indice ischio-pubien, donnant, lorsque l'on passe d'un sexe à l'autre, l'image d'une réduction homothétique, ce sera plus certainement celle de l'ischion que celle du pubis. Et cela essentiellement parce que, la femme étant plus petite que l'homme, c'est avec des mesures plus petites chez la femme que chez l'homme que l'on aura le plus de chance de saisir ce mode de transformation. On admettra donc provisoirement que les mesures suivantes, comparées entre elles, conduiront à des types de transformation homothétiques: hauteur de l'os coxal (nº 1), hauteur inférieure de l'os coxal (nº 14), hauteur de la cavité cotyloïde (nº 31) et partie

TABLEAU 9.

		2	14	20	26	27	28	31	33	A	B	C	D
1	d	+0.36	—1.41	+1.77	+2.01	+4.24	+2.75	—1.73	—1.82	—1.57	+0.13	+0.72	—1.92
	d′	0.19	0.39	1.58	0.94	2.61	1.08	0.95	1.03	1.04	0.08	0.57	0.98
2	d		+1.24	+0.38	+0.04	+0.58	+0.07	+0.30	+0.11	+0.01	—0.18	+0.06	—0.18
	d′		0.73	0.36	0.03	0.48	0.04	0.18	0.07	0.01	0.14	0.06	0.14
14	d			+3.29	+6.42	+8.10	+7.93	—2.34	—2.83	—2.29	+0.43	+1.37	—3.21
	d′			2.84	2.51	4.89	2.73	0.84	1.15	1.35	0.23	1.10	1.31
20	d				+0.59	—0.70	+0.50	+2.78	+1.78	+1.32	****	+0.09	+0.83
	d′				0.45	0.54	0.40	2.31	1.63	1.24		0.09	0.81
26	d					+3.47	+0.00	+2.06	+1.87	+2.27	+1.46	+0.05	+1.08
	d′					0.72	0.00	1.05	1.08	1.09	0.33	0.03	0.79
27	d						+3.10	+3.03	+2.30	+1.40	+4.05	+0.85	+3.26
	d′						0.70	2.24	1.89	1.25	1.71	0.32	2.51
28	d							+1.96	+2.49	+1.31	+1.03	+0.03	+1.43
	d′							0.03	1.27	0.81	0.30	0.02	0.97
31	d								—2.19	—1.89	—0.48	+0.33	—1.19
	d′								0.99	1.04	0.32	0.30	1.10
33	d									—2.12	—0.42	+0.31	—2.01
	d′									1.05	0.28	0.29	1.53
A	d										—0.30	+0.20	—1.34
	d′										0.16	0.19	1.20
B	d											+1.98	—0.48
	d′											0.55	0.37
C	d												+0.91
	d′												0.76

non articulaire de la hauteur inférieure de l'os coxal (dimension *D*) par exemple. Deux dimensions variant en sens inverse lorsque l'on passe d'un sexe à l'autre, donneront par contre très certainement l'image de transformations non homothétiques; ainsi les mesures sus-mentionnées avec la longueur antérieure du pubis (n° 20), la longueur symphyso-acétabulaire minimum (n° 27) ou la partie médiane du pubis (dimension *C*).

On remarquera, sur le tableau 8, que les valeurs du CRL sont plus fortes, en général, dans le premier cas que dans le deuxième. Cela est uniquement dû au fait que les moyennes des mesures de hauteur sont très différentes entre les deux groupes, alors que cette différence est beaucoup moins sensible en ce qui concerne celles du pubis. La longueur médiane du pubis (dimension *C*) par exemple est la même dans les deux sexes.

Comme l'on pouvait s'y attendre, cette façon de procéder, par le fait qu'elle ne tient pas compte de la corrélation entre les variables, ne peut nous aider à définir le type de transformation. Et même si l'on voulait tenter, au risque de se méprendre, de tirer parti de ce que le CRL est plus grand dans certains cas que dans d'autres, on irait au-devant du paradoxe de voir deux mesures se comportant de façon identique au sein de deux populations, fournir les éléments permettant de conclure à l'existence, entre elles, d'une plus ou moins forte divergence !

La situation est sensiblement différente avec le D^2, qui donne de faibles valeurs lorsque les mesures de hauteur sont comparées entre elles et d'autres plus fortes entre ces dernières et celles du pubis. La corrélation joue ici le rôle déterminant. Le D^2 varie, pour les couples de variables ne comprenant que des mesures de l'ischion, entre 2.63 et 4.99. Pour ceux dont une des variables est une mesure du pubis, entre 2.70 et 12.58. Et si l'on exclut, d'une part, le 2.70 obtenu pour le couple hauteur de l'os coxal (n° 1)-longueur médiane du pubis (dimension *C*) et d'autre part, le 2.74 pour celui hauteur de la cavité cotyloïde (n° 31)-longueur médiane du pubis (dimension *C*), les marges de variation sont ramenées à 5.39 et 12.58. On aurait donc, ces deux couples exclus, une limite bien nette entre les deux modes de transformation se situant entre 4.99 et 5.39. Constatons toutefois que si nous n'avions pu définir nos groupes en fonction d'autres critères, rien ne nous aurait permis de reconnaître quand, passant d'une faible valeur de D^2 à une plus forte, on franchissait le seuil séparant une transformation de type homothétique d'une autre. Quant aux deux exceptions, elles rendent sensible le fait que le D^2 tient compte non seulement de la corrélation mais aussi de la différence, en valeur absolue, entre les variables. Ces deux couples de caractères comprennent tous les deux la longueur médiane du pubis (dimension *C*). Cette

longueur étant la même chez les hommes et chez les femmes, la valeur du D^2 s'en trouve diminuée.

Le tableau 9 contient les valeurs de d, en haut, et de d', en bas, pour chaque paire de caractères. Ces chiffres sont accompagnés d'un signe, le même pour chacun d'eux. Nous avons établi, au chapitre 1, que la réduction homothétique est caractérisée par un d ou un d' négatifs, la transformation non homothétique par un d ou un d' positifs.

Si nous examinons alors les signes de ce tableau, ce sera pour constater que toutes les mesures de hauteur, à savoir les numéros 1, 14, 31 et la dimension D dont il vient d'être question, conduisent à des valeurs négatives pour d et d' quand elles sont mises en corrélation les unes avec les autres. On peut ajouter à ces mesures la largeur de la cavité cotyloïde (nº 33) et la dimension A qui rend compte de la section articulaire de la longueur symphyso-cotyloïdienne, qui ont toutes deux un comportement identique.

Les couples que nous avons supposé devoir conduire à des réductions non homothétiques, mesures de hauteur avec les numéros 20, 26 ou la dimension C, donnent, au contraire, des valeurs positives de d et de d'.

La distinction se fait donc cette fois sans équivoque, sans qu'il soit nécessaire de prendre en considération autre chose que le signe. Les deux couples de variables qu'il avait fallu exclure pour pouvoir constater la présence d'une limite, avec le D^2, entre les deux modes de réduction, fournissent ici la valeur de d positive attendue.

Nous avons illustré, au moyen de trois figures (20, p. 47, 21, p. 48 et 22, p.49) les différents types de réduction que l'on peut envisager suivant que d et d' sont négatifs ou positifs dans le premier ou le deuxième quadrant du système d'axes envisagé dans la discussion du chapitre un. Chaque couple est caractérisé, pour chaque population, masculine et féminine, par sa droite de régression d'y en x. Sur les trois graphiques figurent également les droites de régression, d'y en x, calculées à partir de l'ensemble des données, hommes et femmes formant alors une population unique. Nous reviendrons plus loin sur le sens à accorder à cette régression.

La figure 20 donne l'image d'une réduction homothétique que l'on peut considérer comme bonne. La valeur de d est $-$ 2.83, celle de d', $-$ 1.15.

La hauteur inférieure de l'os coxal (nº 14) et la longueur symphyso-acétabulaire minimum (nº 27) fournissent (fig. 21) une bonne illustration de réduction non homothétique. La moyenne de la population féminine est dans le deuxième quadrant, celle des hommes étant prise comme moyenne de référence. La valeur de d est $+$ 8.10, de d', $+$ 4.89.

Nous avons représenté dans la figure 22 une transformation non homothétique pour une moyenne comparée située dans le premier quadrant. Il s'agit du couple hauteur inférieure de l'ischion (n°14)-largeur de l'ilion (n° 2), caractérisé par un d et un d' positifs valant respectivement 1.24 et 0.73 et donc sensiblement plus faibles que dans le cas précédent.

Nous allons pouvoir maintenant examiner de plus près les différentes composantes de l'indice ischio-pubien.

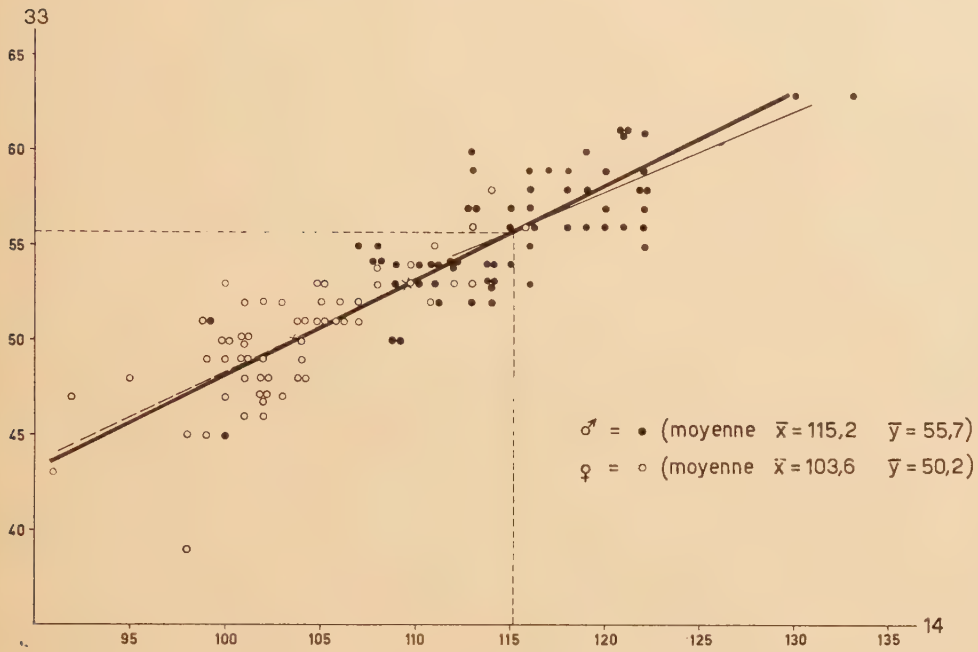


FIG. 20. — Corrélation entre la hauteur inférieure de l'os coxal (14) et la largeur de la cavité cotyloïde (33).

Comme nous venons de le voir, l'ischion est simplement plus petit chez la femme que chez l'homme ; il est construit sur le même modèle. La réduction constatée d'un groupe à l'autre est la même que celle observée à l'intérieur de chacun d'eux quand on compare un individu de petite taille à un autre de grande taille.

Nous voudrions relever en passant, que lorsque nous parlons de « réduction » ou de « transformation », c'est que l'expression est commode. Nous sommes conscient du fait que, dans la réalité, nous assistons à une évolution parallèle des structures comparées à partir d'un modèle souvent indifféren-

cié. C'est l'aboutissement de cette évolution qui donne l'image de la réduction.

Pour avoir une première idée de ce qui se passe au niveau du pubis, nous allons nous arrêter sur une série de paires de variables comprenant toutes, pour l'une de ces variables, la hauteur inférieure de l'os coxal (nº 14) et, pour l'autre, successivement toutes les composantes du diamètre transversal de l'os iliaque à la hauteur du pubis.

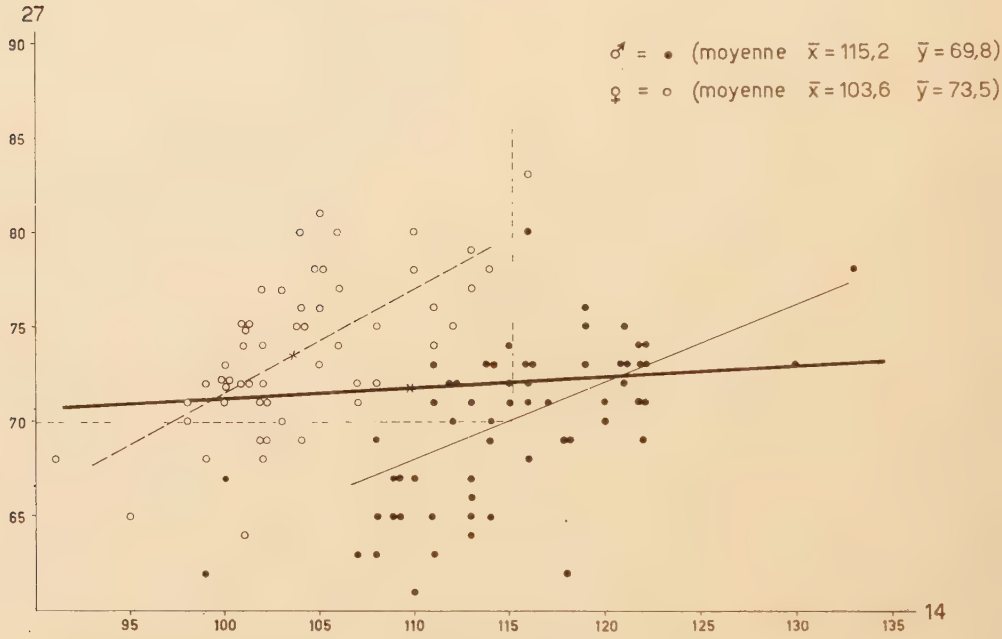


Fig. 21. — Corrélation entre la hauteur inférieure de l'os coxal (14) et la longueur symphyso-acétabulaire minimum (27).

Nous l'avons fait remarquer plus haut, la largeur de la cavité cotyloïde (nº 33) et la section articulaire (dimension *A*) de la longueur symphyso-cotyloïdienne se comportent avec la hauteur inférieure de l'os coxal comme les mesures de l'ischion. Elles montrent une réduction de type homothétique. Il est donc fort probable que la différenciation sexuelle « vraie » observée au niveau du pubis est exclusivement due à sa composante non articulaire.

La hauteur inférieure de l'os coxal donne avec cette composante une valeur de *d* positive. Sa grandeur, 8.10 pour *d* et 4.89 pour *d'*, est la plus forte observée dans notre tableau. Et, comme il fallait s'y attendre, les mesures comprenant à la fois cette dimension et une des parties articulaires

dont il vient d'être question, – c'est-à-dire la longueur symphyso-acétabulaire maximum (nº 28) et la longueur symphyso-cotyloïdienne (nº 26), – conduisent à des valeurs de *d* et *d'* moins élevées, à savoir, respectivement, 7.93; 2.73 et 6.42; 2.51.

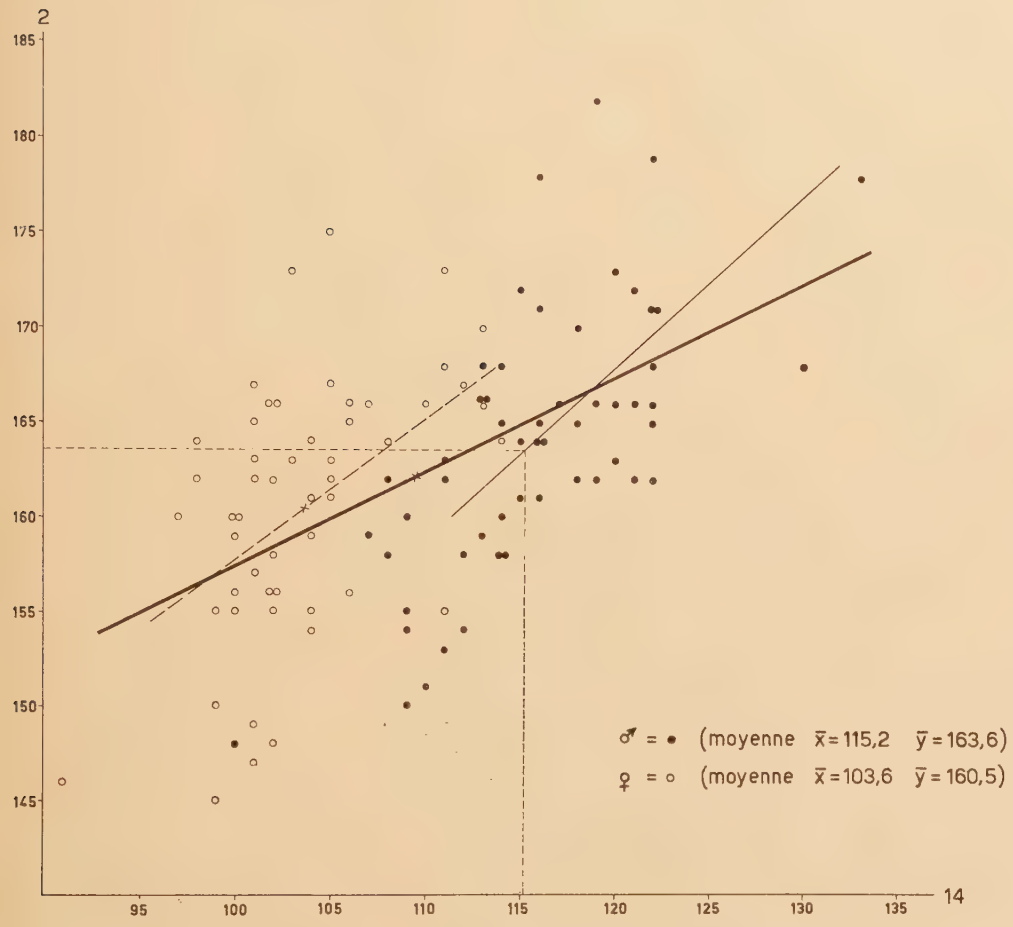


Fig. 22. — Corrélation entre la hauteur inférieure de l'os coxal (14) et la largeur de l'ilion (2).

Si nous poussons plus avant l'analyse de la partie antérieure du pubis, ce sera pour constater que ses deux segments ne jouent pas le même rôle, comme l'avait signalé Genovés (1949), dans le processus de différenciation. La longueur antérieure du pubis (nº 20) donne, pour *d* et *d'*, 3.29 et 2.84,

alors que pour la partie médiane de cet os (dimension *C*) on obtient 1.37 et 1.10. C'est donc bien la longueur antérieure du pubis (nº 20) qui est en tout premier lieu responsable de la différence observée d'un sexe à l'autre. A tel point que si l'on soustrait cette longueur de la longueur symphyso-cotyloïdienne, – cette dernière bien qu'elle comprenne une fraction de l'*acetabulum* donne pour *d* et *d'* 6.42 et 2.51, – on passe pour la nouvelle dimension (dimension *B*) à 0.43 et 0.23, qui ne sont pratiquement plus significatifs.

On aura toutefois remarqué que les valeurs de *d* et *d'* ont été calculées, entre la hauteur inférieure de l'os coxal (nº 14) d'une part, et les dimensions *B* et *C* d'autre part, à partir de coefficients de corrélation théoriquement inutilisables, les *r* à partir desquels ils ont été obtenus n'étant pas semblables dans les deux populations, masculine et féminine. Aussi proposons-nous d'examiner le comportement des différentes mesures que nous venons de discuter en les mettant en corrélation, non plus avec la hauteur inférieure de l'os coxal (nº 14), mais successivement avec toutes les dimensions donnant entre elles des valeurs de *d* et *d'* négatives, à savoir la hauteur de la cavité cotyloïde (nº 31), la largeur de la cavité cotyloïde (nº 33), la partie non articulaire de la hauteur inférieure de l'os coxal (dimension *D*), ou la hauteur de l'os coxal (nº 1) par exemple.

Nous laissons au lecteur le soin de procéder lui-même à ces comparaisons. Nous nous contenterons de souligner que tous les couples comprenant la dimension *B* fournissent des *d* et *d'* négatifs, confirmant en cela ce que nous venons de dire du rôle joué par la longueur antérieure du pubis (nº 20). La dimension *C*, partie médiane du pubis, ne peut pas contrebalancer l'influence de la portion articulaire de la longueur symphyso-cotyloïdienne. Pour le reste, tout ce que nous venons de dire reste inchangé.

Nous voudrions, avant d'aller plus loin, montrer dans quelles circonstances l'expression donnant *d'* peut nuancer les conclusions tirées de l'examen des *d*. Les signes négatif et positif étant toujours les mêmes pour les deux expressions, nous en ferons abstraction. Revenant aux paires de variables considérées plus haut (hauteur inférieure de l'os coxal (nº 14) et successivement une des composantes du diamètre transversal de l'os iliaque au niveau du pubis), nous rappellerons que la meilleure valeur de *d* positif est alors fournie par la longueur symphyso-acétabulaire minimum (nº 27). La longueur symphyso-acétabulaire maximum (nº 28), bien qu'elle comprenne toute la largeur de la cavité cotyloïde, donne pour sa part une valeur de *d* de 7.93. Ce chiffre est pratiquement semblable à celui enregistré avec la mesure 27 et surpasse de beaucoup celui obtenu avec la paire comprenant la longueur antérieure du pubis (nº 20) pour laquelle on a 3.29. La

mesure 20 étant, comme nous l'avons vu, la cause principale de la différenciation, selon un mode non homothétique, de la longueur symphyso-acétabulaire minimum (n° 27), il y a manifestement là quelque chose d'anormal. En discutant l'expression servant à calculer d, que nous rappelons ici:

$$d = \frac{r}{1 - r^2}\left[r \left\{ \left(\frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sigma_x}\right)^2 + \left(\frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2}{\sigma_y}\right)^2 \right\} - 2\,\frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sigma_x} \cdot \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2}{\sigma_y} \right],$$

nous avions insisté sur l'importance accordée à la corrélation à l'intérieur de chaque groupe considéré isolément. Cela est dû au quotient $\frac{r}{1 - r^2}$, qui est relativement beaucoup plus élevé pour une forte corrélation que pour une moyenne corrélation. Le coefficient intervenant dans le calcul de d, pour le couple mesure n° 14-mesure n° 28 étant de 0.81, c'est cette valeur qui est responsable en tout premier lieu du chiffre élevé caractérisant d. La corrélation entre les mesures n°s 14 et 20 n'étant, par contre, que de 0.37, il est fort possible que le d ne traduise plus alors exactement le degré d'amplitude atteint dans la différenciation, la différence entre les deux coefficients étant par trop importante. C'est pour atténuer l'influence de la corrélation, quand elle est très forte, que nous avons proposé de substituer r à $\frac{r}{1 - r^2}$. On obtient alors pour le couple mesure n° 28-mesure n° 14 un d' de 2.73, pour la paire mesure n° 27-mesure n° 14, 4.89 et pour celle mesure n° 20-mesure n° 14, 2.84.

On ne tirera pas grand-chose des couples de variables ne comprenant que des composantes de la partie non articulaire du pubis. Elles ne donnent entre elles que des valeurs de d et de d' oscillant autour de 0, tantôt faiblement positives, tantôt faiblement négatives.

En ce qui concerne la largeur de l'ilion (n° 2), on remarquera qu'elle donne dans la plupart des cas des d et d' positifs, bien que faibles en valeur absolue, chaque fois qu'on la met en rapport avec une des mesures de l'ischion. On peut donc certainement affirmer que cette largeur montre déjà une différenciation sexuelle « vraie », même si elle est de faible amplitude.

Nous voudrions, pour clore ce chapitre, examiner d'un peu plus près le rôle joué par la corrélation. Le tableau 5 donne, rappelons-le, les coefficients de corrélation pour chaque couple de caractères; le chiffre du haut est relatif à la population masculine, celui du bas à la population féminine. Il convient de dire, pour cela, quelques mots de la valeur du r calculé à partir de l'ensemble des données, hommes et femmes formant alors une population unique.

Outre le fait que l'interprétation d'une corrélation est toujours délicate, il faut bien constater que l'on peut envisager la liaison existant entre deux variables de points de vue fort différents. Ainsi est-il essentiel de constater ici que nous avons affaire à une série de coefficients obtenus à partir de deux populations.

D'une manière très générale on admet en génétique des populations, et plus particulièrement en anthropologie lorsque l'on étudie des groupes raciaux, qu'une corrélation peut être due au fait que la population dans laquelle elle est constatée n'est pas homogène. Si l'on examine par exemple un groupe constitué par le mélange de méditerranéens et de nordiques, on constatera une corrélation entre la taille et la pigmentation. Les individus de petite taille seront foncés et ceux de grande taille, clairs (Dahlberg, 1948). Cette corrélation est le fait de la présence dans la population mise en cause de deux groupes raciaux différents, et cela indépendamment de la liaison existant, entre ces mêmes caractères, à l'intérieur de chacun d'eux. Cette dernière corrélation serait ici certainement nulle.

Examinons maintenant ce qui se passe dans le cas d'un couple de caractères métriques admettant une même corrélation dans deux populations différentes.

Envisageons pour cela le cas d'un coefficient de corrélation relativement élevé, comme dans nos figures 20 et 21. Divisons l'espace occupé par chaque population, considérée pour elle-même, en quatre quadrants par un système d'axes rectangulaires se croisant au point central de la dispersion, c'est-à-dire à sa moyenne. La corrélation étant bonne, nous trouverons la majorité des paires de variables situées dans le premier et le troisième quadrants. Croisons maintenant le système d'axes sur le point central des deux populations considérées cette fois comme n'en formant plus qu'une. Dans le cas d'une réduction homothétique, figure 20, une des populations se trouvera presque entièrement dans le premier quadrant alors que l'autre sera située dans le troisième. La corrélation calculée à partir de l'ensemble sera donc meilleure que celles obtenues pour les deux populations prises séparément, un plus grand nombre de points se trouvant dans les quadrants un et trois. Rappelons simplement que la covariance, $p = \frac{\Sigma (x - \bar{x})(y - \bar{y})}{n}$, est d'autant plus grande qu'il y a un plus grand nombre de points dans ces deux quadrants. En effet les produits $(x - \bar{x})(y - \bar{y})$ sont positifs dans les quadrants un et trois et négatifs dans les deux autres; leur somme sera donc fonction de la répartition des points dans les quatre quadrants.

En procédant de la même façon dans le cas d'une transformation non homothétique, figure 21, on verrait les paires de variables se disperser dans

les quatre quadrants, le coefficient de corrélation calculé à partir de l'ensemble des données devenant alors plus faible que celui obtenu dans chacune des deux populations.

Dans une réduction de type homothétique, la droite de régression d'y en x de l'ensemble hommes et femmes réunis, est sensiblement parallèle à chacune de celles caractérisant les deux populations prises séparément (fig. 20). Dans une transformation non homothétique cette droite coupe les deux autres, toujours parallèles pour des coefficients de corrélation identiques, en formant un angle plus ou moins aigu suivant le degré de signification de la réduction. Cet angle tendra vers 90° pour une transformation non homothétique presque parfaite.

Il semble donc qu'en considérant les trois coefficients de corrélation du tableau 5, on devrait pouvoir se faire une idée du mode de transformation.

On peut constater sur ce tableau, que chaque fois que l'on obtient, pour un couple de caractères, une valeur de d négative, la corrélation calculée à partir de l'ensemble des données est supérieure à la plus forte de celles calculées pour chacun des deux groupes.

Quand la valeur de d est positive, la corrélation obtenue à partir de l'ensemble des données est plus faible que la plus faible obtenue avec chacune des deux populations considérées pour elles-mêmes.

On a donc bien là le moyen rapide, quand on dispose d'un ordinateur, de se faire une première idée du mode de transformation.

CONCLUSIONS

Nous voudrions, en guise de conclusion, attirer l'attention sur quelques points particuliers qui feront l'objet de plus longs développements dans le travail que nous projetons sur la morphologie de l'os coxal.

Comme une note le signale (note 1, p. 12), nous admettons que la corrélation entre les variables étudiées par paires dans cette étude sont linéaires. Nous nous sommes demandé si de faibles coefficients de corrélation ne traduisaient rien d'autre qu'une certaine indépendance entre les variables. Il est certain par exemple que si, pour certains couples de mesures, la différenciation devait se faire non seulement en fonction du sexe, mais aussi en tenant compte de la taille, les corrélations ne seraient plus aussi faciles à saisir à l'intérieur de chacune des deux populations.

La corrélation, nous l'avons vu, est difficile à interpréter. Il est tentant, mais dangereux, de chercher à établir, entre les variables mises en jeu, des relations de cause à effet.

Nous voudrions toutefois faire remarquer qu'il existe une corrélation négative significativement différente de 0 chez la femme, alors qu'elle est nulle chez l'homme, entre la longueur antérieure du pubis (nº 20) et la partie médiane de ce même pubis (dimension *C*); comme si la différenciation sexuelle du pubis féminin était bien plus le résultat d'une relation particulière entre ses deux composantes, qu'un allongement pur et simple. La corrélation observée entre la longueur antérieur du pubis (nº 20) et la dimension *B* parle dans le même sens.

Les valeurs de *d* et *d'* évoluant souvent parallèlement pour la longueur médiane du pubis (dimension *C*) et la largeur de l'ilion (nº 2) quand on compare ces deux mesures aux différentes régions de l'ischion, on pourrait se demander s'il n'existe pas un gradient de différenciation sexuelle « vraie » affectant l'os coxal dans ses diamètres transversaux. La forte différenciation du pubis serait alors le résultat de la combinaison de l'action d'un tel gradient et d'une différenciation propre à sa section antérieure.

On prendra ces remarques pour de simples suggestions faites à la suite de l'examen rapide d'un tableau. Nous pensons que l'extension de la méthode à d'autres régions du bassin permettra de pénétrer plus avant dans la compréhension des mécanismes responsables de leur différenciation.

BIBLIOGRAPHIE

CORRENTI, V. *Le basi morfomeccaniche della struttura dell'osso iliaco. Iconografia comparata delle ossa dell'anca dell'uomo e di altri primati.* Riv. di Antrop., *42*, 1955, pp. 289-336.

—— *L'architettura del bacino umano ed il suo piano di orientamento fisiologico. Iconografia comparata nei primati.* Id., *44*, 1957, pp. 3-68.

DAHLBERG, G. *Mathematical methods for population genetics.* Bâle, New-York, Karger, 1948, 182 pages.

GENOVÉS, Santiago T. *Diferencias sexuales en el hueso coxal.* Mexico, Direccion general de Publicaciones, 1959, 440 pages (Universidad Nacional Autonoma de Mexico, Publicaciones del Instituto de Historia, serie 1, nº *49*).

—— *L'estimation des différences sexuelles dans l'os coxal; différences métriques et différences morphologiques.* Bull. Mém. Soc. Anthr. Paris, 10 e série, *10*, 1959, pp. 3-95.

HIERNAUX, J. *Analyse de la variation des caractères physiques humains en une région de l'Afrique centrale: Ruanda-Urundi et Kivu.* Tervuren, Musée royal du Congo belge, 1956, 131 pages (Annales du Musée royal du Congo belge, série in-8, Sciences de l'Homme, Anthropologie, vol. 3).

MAHALANOBIS, P. C. *On the generalized distance in statistics.* Proc. Nat. Inst. Sci. India, *12*, 1936, p. 49.

——, MAJUMDAR, D. N. et RAO, C. R. *An anthropometric survey of the United Provinces, 1941; a statistical study.* Sankhyā, *9*, 1949, p. 89.

MARTIN, R. et SALLER, K. *Lehrbuch der Anthropologie in systematischer Darstellung.* Stuttgart, Fischer, I, 1957, 661 pages.

MEDNICK, L. W. *The evolution of human ilium.* Amer. J. Phys. Anthrop., *13* (NS), 1955, pp. 203-215.

PEARSON, K. *On the coefficient of racial likeness.* Biometrika, *18*, 1926, p. 105.

RAO, C. R. *Advanced statistical methods in biometric research.* New York, London, John Wiley and Sons, 1952, second printing 1962, 390 pages.

SCHREIDER, E. *Quelques aspects statistiques de la standardisation des méthodes en biologie.* Biotypologie, *24*, 1963, pp. 130-135.

SCHULTZ, Ad. H. *The skeleton of the trunk and limbs of higher primates.* Human Biology, *2*, nº 3, 1930, pp. 303-438.

TALBOT, P. A. et MULHALL, H. *The physical anthropology of Southern Nigeria.* Cambridge, University Press, 1962, 127 pages.

TANNER, J. M. *Genetics of human growth.* In: TANNER, J. M. *Human growth.* Oxford, London, New York, Paris, Pergamon Press, 1960, pp. 43-58. (Symposia of the Society for the Study of Human Biology, *3*).

WASHBURN, S. L. *Sex differences in the pubic bone.* Amer. J. Phys. Anthrop., *6* (NS), 1948, pp. 199-207.

—— *Sex differences in the pubic bone of Bantu and Bushman.* Amer. J. Phys. Anthrop., *7* (NS), 1949, pp. 425-432.

TABLE DES MATIÈRES

Introduction 1
Chapitre 1. Méthode statistique 5
Chapitre 2. Matériel 17
Chapitre 3. Mesures et points singuliers 18
Chapitre 4. Différenciation sexuelle du pubis et de l'ischion . . . 26
Conclusions 54
Bibliographie 55